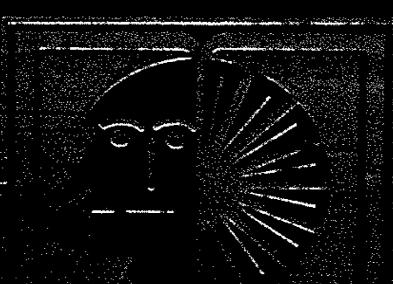
مسِ السِينكة عيالم المستفسن ٨٨

الجمعاني والإجتابي والتروي

زاین :کیرهی کسی ایک افزاندگ

「大学の大学の大学の大学の大学の大学を表現している。



الاجصت الاجمالة بوي التربوي

الاجصار النّنسي والإجتماعي والتربوي

مشالبن الدكتورتح مُود السَّيداُبُوالنِيل أستاذ عِلمالفس كلية الآداب . جَلمعَة عين شَمْسُ

دارالنهضة المربية

روعي في هذا الكتاب مناسبته لمستوى طلاب الأدبي بالجامعة الذين ليست لديهم خلفية في الرياضيات .

مُقوق الطبنع محفوظتة ١٤٠٧ هـ - ١٩٨٧ م

المالية المالية

و الإدارة:

بیروت ، شارع منحث باشا ، بنایة کریدیة ، تلفسون : ۲۰۳۸۱۲/

1441 /*-4A**

يرقياً:دانهشة ، ص . ب ١٦-٧٤٩

تلكس: NAHDA 40290 LE

29354 LE

السكتية: شارع البستائي، بناية اسكندرائي

زقم ٢٠ غربي الجامعة العربية،

تَلْغُونُ: ٣١٦٢٠٢

به المستودع: بترحسن، تلفون: ۸۳۳۱۸

بسمراللوالخزالت

تنقديسة الطبعسة الخأيسية

الإحصاء كوسيلة وكتخصص وكتدريس في علم النفس والاجتماع والتربية

تحميل مقلعية الطبعية الخامسة من هذا الكتياب ذلك العنوان: والإحصاء كوسيلة وكتخصص وكتبريس في عليم النفس والاجتماع والتربية، وذلك للرد على كثير من الأسئلة والاستفسارات لذى الطلاب والباحثين في مجال علم النفس والاجتماع والتربية والتي تتركز حول كيفية تكوين القوانين في الإحصاء كقانون الانحراف المعيساري أو معامل الارتباط أو مقاييس الدلالة الإحصاء كقانون جهة، وتتركز من جهة أخرى حول فائدة تعلم الإحصاء بعد ظهور الكمبيوتر وانتشاره.

والجزء الأول من التساؤلات يثير مسألة على جانب كبير من الأهمية وهي الحدود القائمة بيسن تخصصات الأقسام العلمية في الجامعات، فالإحصاء كتخصص يواصل فيه الطالب دراساته العليا مكسانه المعاهد الممختصة وكليات العلوم والتجارة والاقتصاد، أما كأسلوب وكتدريس فالأمر يختلف لأن الباحث في مجالات علم النفس والاجتماع والتربية لا يهمه من الإحصاء ما يهم المتخصص، فإذا كان المتخصص يدخل في مجال عمله إعداد وصياغة القوانين الإحصائية بأسسها الرياضياتية فإن الباحث النفسي والاجتماعي والتربوي لا يهمه منها إلا أنها وسيلة توصله فقط لنتائج اختبار

فروض بحثه ولا يعنيه الأمر شيئاً أن هذا القانون بسطه كذا أو مقامه كذا أو جذره كذا أو مربع ذلك الرقم كذا. فهذه أشياء لا تدخل في نطاق تخصصه الرئيسي وهو دراسة السلوك الإنساني في سياق اجتماعي تربوي. والباحث التفسى والاجتماعي والتربوي هنا شأنه شأن مخطط البرامج في الحاسب الألى (الكمبيوتر) إنه يدخل بياناته بعد عمل البرنامج الخاص بتلك البيانات ويقوم بتشغيل جهاز الكعبيوتر دون أن يعنيه كيف تعمل الأجهزة الكهربائية حتى يصل إلى تلك النتائج لأن تلك مهمة المهندس الذي صمم الجهاز من الناحية الميكانيكية والكهربائية والناحية الالكترونية واللذي يقع مكمان تخصصه في تلك الأقسام العلمية بكليات الهندسة؛ بينما مخطط البرامج يقع مكان تخصصه في كلية العلوم والذي يمكن أن يواصل دراساته العليا بكلية العلوم بينما مهندس الكمبيوتر يمكس أن يواصل دراساته العليا في كلية الهندسة. إذا مخطط البرامج (كلبة العلوم) يستعين بجهاز الكمبيوتر (كلية الهندسة) لإجراء المعالجات المختلفة على بياناته. كذلك الأمر بالنسبة للباحث النفسي والاجتماعي والتربوي فهو يستعين بالمعادلات الإحصائية التي توصل إليها المتخصصون في الإحصاء أو الإحصاء الريساضي لعمل المعالجات التي تتطلبها طبيعة بحثه.

أما بالنسبة للشق الآخر من التساؤل وهو المذي يختص بفائدة تعلسم الإحصاء بعد ظهور الكمبيوتر ووجود برامج لكل العمليات الإحصائية فهذا التساؤل وإن كان طلاب الدراسات العليا في تخصص علم النفس يرددونه كل عام يدرسون فيه الإحصاء المتقدم فإنه من الممكن أن يكون تساؤلاً عاماً أيضاً لدى طلاب التخصصات الاخرى. والرد على ذلك يتضح في أننا نفترض أن باحثاً ما لا يعرف الإحصاء وتوفرت لديه بيانات عن عينة من الأفراد وتوفر له وضع فروض أو تساؤلات الأهداف بحثه وذهب بهذه البيانات إلى مخطط البرامج بالكمبيوتر فماذا سيقول لذلك المسؤول ليفعله له في البيانات التي

حملها معه؟، أو ما هي اللغة المشتركة بينهما حتى يمكسن أن يتم شيء بالحاسب الآلي؟ وباختصار ما الذي سيطلبه ذلك الباحث اللهي لا يعرف الإحصاء من الكمبيوتر إذا كان لا يعرف أن هذه البيانات إذا كان الفرض المراد اختباره كذا فإن المعالجات التي يطلبها لتطبيقها على تلك البيانات هي كذا وكذا. . . إلخ.

هذا بالنسبة للإحصاء كوسيلمة وكتخصص وبقي الشق الأخيسر من العنوان وهو الإحصاء كتدريس، أي من يقوم بتدريس الإحصاء في أقسام علم النفس والاجتماع والتربية؟ في الحقيقة ومن واقع المخسرة الطويلة يفضل الـذي يجمع بين تخصص الإحصاء والتخصص في علم النفس أو الاجتماع أو التربية ، لكن إذا لم يتوفر فمن الذي يفضل؟ وفي الحقيقة أيضاً ومن واقع البخبرة الطويلة والتي عايشها مؤلف هذا الكتاب يفضل المتخصص في علم النفس والاجتماع والتربيمة والسذي درس الإحصاء واستخدمها استخداماً طويلاً تشبغت بها أعماله. لأن خبرة هذه التخصصات من المتخصص في الإحصاء فقط كانت خبرة غير إيجابيسة، فالمتخصص في الإحصاء يدرس الإحصاء دون أن يضفي عليها المعنى الذي تفرضه ضرورة المعرفة والفهم للسلوك الإنساني والبيئة الاجتماعية التربوية المحيطة به لأن ذلك الجزء الأخير لا علم ولا دراية له به لأنه ليس تخصصه ، فكيف حتى من أبسط الزوايا يأتي بالأمثلة المستمدة من حقول هذه التخصصات ليسربط بيسن الإحصاء وبين مكونات السلموك من ذكباء وإدراك وتنشئة اجتماعيمة وقيسم واتجاهات تربويسة معينة. في الحقيقة كأنت خلاصة تجربة هؤلاء المتخصصيسن شكسوى من السطلاب وعدم عودة من المتخصص لتدريس الإحصاء مرة ثانية لوجود فجوة بينهما.

ولقد أتت هذه الطبعة مزيدة ومنقحة إذ تم تنقيح كل الكتاب وإعادة صياغته، كما تم إضافة الكثير من التحاليل الإجصائية المفيدة كتحليل التباين من الدرجة الثانية، وإضافة معادلتين أخريتين لدلالة النسبة المثوية. كما تم تقديسم الكثير من التماريسن المحلولسة في التحليل العاملسي، وبالنسبة للارتباطات أضيف الانحدار وحساب الدلالسة بيسن معاملات الارتباط، وبالنسبة للدلالسة الإحصائيسة أضيفت حساب للدلالسة بيسن المجموعات المرتبطة.

وفي النهاية لا ندعي أننا بمحتويات هذا الكتاب قد ألممنا بأطراف الإحصاء المترامية فذلك يحتاج لمجلد آخر، كما أننا أردنا للباحث والطالب ألا يقتصر إطلاعه على ذلك السكتاب فقط فهناك مئات من كتب الإحصاء بالعربية والأجنبية بها الكثير مما في هذا الكتاب والقليل الذي ليس فيه.

وفقنا الله وغفر لنا من السهو والخطأ راجيسن ممن يقرأ السكتاب أن يفيدنا ، بملاحظاته و بتصويباته ، فجل من لا يسهو أو يخطىء سبحانه وتعالى عما يصفون .

المؤلف

القاهرة ١٩٨٧ .

بسم والموالة فزالت ع

مُعَدِّسة الطبحَة الثَّالِثَة (*)

أقدم هذه السطيعة الثالثة من كتاب والإحصاء النفسي والاجتماعي ويحوث ميدانية تطبيقية وهي طبعة مزيسدة ومنقحة ، وانتهز هذه الفرصة لأشكر زملائي بقسم علم النفس وتلأميذي من طلاب الدراسات العليا على معاوناتهم الطبية في سبيل إخراج هذه الطبعة .

ولقد وجدت تغييراً بالصورة الحالية (**) بدلاً من العنوان في السطبعة الثانية ليتطابق ذلك مع ما جاء به من بحوث في الجزء البرايع طبقت فيها المعالجات الإحصائية التي وردت في الأجزاء الثلاثة الأولى.

وانله الموفق

البؤلف

 ⁽ه) مقدمة الطبعة الرابعة كانت صورة طبق الأصل عن مقدمة الطبعة الثالثة (١٩٨٠) دون أي تعديل بها. (المؤلف ١٩٨٤).

⁽هـــــ) والذي ظهر في الطبعة الثالثة وهو نفس العنوان المحالين.

مقدسة الطبعكة الثانيت

عتاز كتاب وفي الإحصاء النفسي والاجتاعي ومعاير اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي، بثلاث خصائص لم تضعها في الاعتبار كتب الإحصاء بالمكتبة المصرية وهي الإيجاز، التمارين والتدريبات المحلولة، وأنه كتاب عملى.

فالإيجاز في الإحصاء (خاصة وأن الإحصاء تساعد الباحث في علم النفس وعلم الاجتماع على بحث النظواهر النفسية والاجتماعية) يوجه الباحث لما يفيده مباشرة ولا يجعله يتوه في دروب هو في غنى عنها ، خاصة وأنه يفتقر لخلفية في الرياضيات والجبر وحساب المثلثات تلك العلوم التي تشكل أساس وضع قوانين الإحصاء.

أما التمارين والتدريبات المحلولة فيقصد منها تثبيت وتدعيم ما يتعلمه الطالب من قواعد وقوانين تتعلق بالمعالجات الإحصائية للبيانات.

كذلك فإننا أردنا أن يكون هذا الكتاب عملياً أو من نوع تلك الكتب التي يطلسق عليها اسم Cook Book (*) فشمل من الإحصاء الموضوعات الهامة والتي يشيع استخدامها باستمرار في البحوث والدراسات من ناحية

Runyon-Haber, Fundsmental Behavioural Statistics, Addison Comp. 1973.

ربهن أنظر في ذلك كتاب:

ومن ناحية روعي التبسيط والسهولة والتسلسل في كيفية الوصول إلى النتائج .

وفي تقسيمنا للكتاب لثلاثة أجزاء راعينا التلرج في تقديمها فقدمنا في المجزء الأول مبادىء الإحصاء النفسي والاجتماعي وفي المجزء الثاني الإحصاء التطبيقي وفي المجزء الثالث الإحصاء المتقدم, وكان الاساس من هذا التقسيم هو المنهج المجامعي,

ويتناول الجزء الأول جمع المعلومات والبيانات ومصادر ووسائل جمعها وطرائق تفريغها وتصنيفها ومراجعتها ووضعها في جداول تكرارية كما يتضمن طريقة تمثيل هذه البيانات بالرسوم البيانية. وبعد ذلك يتناول هذا الجزء المتوسطات الحسابية ومقاييس التشتت والمعايير الخاصة بالدرجة الخام كلادرجة المعيارية والمثين.

أما الجزء الثالث فيتناول معاملات الارتباط المتعلقة بمشاكل حساب الارتباط بين متغيرات كمية أو متغيرات كيفية أو هما معاً. ثم يعرض هذا الجزء لمقاييس الدلالة الإحصائيسة والتوزيسع الاعتدالي وتعديل هذا التوزيع.

أما الجزء الثالث فيتناول معاملات الارتباط المتعلقة بمشاكل البحوث والتي تعاون الباحث في عزل المتغيرات وإبطال تأثيرها على النتائج كما تتضمن حساب الدلالة لأكثر من متغيرين أو حساب الدلالة للتوزيعات غير الاعتدالية كما يهتم بحساب دلالة النتائج التي تكون على شكل نسب مئوية . وأخيراً يهتم بعرض طرق التحليل العاملي .

هذا بالنسبة للإحصاء وقواعدها وخطوات حلها والتماريس المتعلقة عن بذلك. ولقد أردنا لهذه الطبعة من الكتاب (الثانية) أن تكبون مختلفة عن الطبعة السابقة فأفردنا فيها عرضاً لبحوث تطبيقية استخدمت فيها الإحصاء بهذف إعداد معايير لمجموعة من اختبارات القدرات واختبارات الشخصية.

وهذا ما سيجده القارىء في الأجزاء الأخيسرة من السكتاب مثل اختبارات الإبصار والتأزر والقوة العقليسة في بحث والمحد الأدنى السلازم للأداء والمعاييس التائية لاختبارات السائقيين، وبحث والمعاييس التائيسة لاختبار الشخه ية الإسقاطي الجمعي الذي قام المؤلف بترجمته وتطبيقه على البيئة المحطية.

والله الموفق.

المؤلف

الجشزة الأولث متبادئ الاخصت،

أولاً جمع المعلومات وتصنيفها وتوضيحها بالرسم

تعريف بالاحصاء

إذا عرفنا والإحصاء و بأنها القيمة أو السدرجة التي تعبر عن النتيجة النهائية للعمليات الرياضية التي تمثل العينة أو المجتمع الأصلي فلا بد أن نشير إلى وجود ثلاثة تطورات في تاريخ الإحصاء تستحق الذكر، الأول نظرية أخطاء القياس لجالتون . Galton F وأخرين عن تطبيق المفاهيسم الإحصائية في العلوم البيولوجية ، والثاني ما قدمه فيشر Fisher من صياغات وابتكارات نظرية ، وأخيراً الكمبيوتر الذي أدى إلى تسهيل إجراء العمليات المعقدة .

والأصل في كلمة الإحصاء أنها مشتقة من اللفظ اللاتيني وستاتوس أو وستاتو والذي يستعمل بمعنى الدولة كما يستعمل أيضاً ليشير للمعلومات المتصلة بنظام الدولية ومؤسساتهما وأجهزتها المختلفة وأحوالها. وللذلك أطلق على الإحصاء اسم وستاتستيسك Statistic ليسدل على مجموعة المعلومات الخاصة بالدولة في وقت من الأوقات ثم انتهى به الأمر ليدل حتى الأن على معانى عدة منها:

١ ـ جمع المعلومات التي تبين الأحوال والظروف في البلاد مثل.

أ _ عدد المواليد والوفيات.

- ب .. عدد الأذكياء وعدد الأغبياء كما تكشف عنهم اختبارات الذكاء.
 - جـ .. المحاصيل الزراعية والفواكه.
 - د .. عند المتفوقين وعدد المتأخرين دراسياً.
 - هـ .. التجارة الداخلية والخارجية.
 - و ـ عدد المرضى النفسيين وعدد الأسوياء في مجتمع ما.
 - ز .. عند المتعلمين وغير المتعلمين (الأميين).
 - ح .. عدد المقبولين بناءاً على الاختيار المهني.
- ٢ ويعني بالإحصاء إلى جانب ما سبق أنه فرع من فروع العلم له أسلسوبه
 وطريقته وموضوعات البحث الخاصة به.

فوائد الإحصاء

وعلى هذا الأساس يقع على عاتق علم الإحصاء دراسة جميع نواحي الحياة في المجتمع. وبتوفر المعلسومات والبيانات الإحصائيسة المختلفة والمناسبة يستطيع الباحثون والمسؤولون:

- ١ ـ تفهم ومعرفة حالة البلاد بيسر وبسهولة.
- ٢ تحديد احتياجات السكان من الغذاء والمساكن والمدارس والمصانع والوظائف.
- ٣ ـ الكشف عن النقط الضعيفة في التعليم أو الحالة الاقتصادية أو الخطوات
 التي تتبع في تربية الصغار وتعليمهم أو في محو أمية الكبار.
- ٤ ـ تتمكن الدولة على أساس مثل هذه المعلومات من اتخاذ الإجراءات الكفيلة بتلافي أو إزالة أسباب الضعف أو تحسين الأحوال في الزمن المناسب.
- ٥ ـ تمكن الباحث في مجال علم النفس من التنبؤ بالسلوك من خلال ما يجري

من معالجات إحصائية للبيانات التي تم جمعها عن أفراد عينة البحث.

ونتيجة لكل ذلك نشأت النظم الإحصائية مع نشوء الدولة ووجودها على وجه الأرض. فمن أبسط الأمور مثلاً أن أي حكومة في أي زمن من الأزمان تحتاج إلى معرفة عدد القادرين من السكان على حمل السلاح وعلى دفع الفرائب التي تفرض عليهم وذلك لتتمكن من إدارة دفة البلاد. ولعل أبسط الأمثلة التي تشير لأهمية الإحصاء كذلك ما قد يحدث في بعض البلاد الزراعية من نقص في أحد محاصيلها الزراعية وما يترتب على ذلك من نقص في المواد الغذائيسة أيضاً، ففي مثل هذه الحالسة تتحرك أجهزة الإحصاء والباحثون في هذا المجال لمعرفة حالة المحصول في المناطق الأخرى لكي يمكن عمل الإجراءات والخطوات اللازمة لتزويد سكان المناطق المصابة بالمواد الغذائية ولمنع ارتفاع أسعارها في نفس الوقت نتيجة النقص الذي أصاب المحصول. كذلك تهتم الدول المتقدمة بمعرفة خريسطة توزيسم أصاب المحصول. كذلك تهتم الدول المتقدمة بمعرفة خريسطة توزيسم توزيع التلاميذ والطلاب على التعليم المناسب لهم، وليتم أيضاً وضع كل فرد في المهنة والعمل المناسب لتفكيره وميوله، ويتم تجنيد الشباب البالغين كل منهم في السلاح المناسب لقداته ومواهبه.

ويمكن أن ينطبق المثال السابق أيضاً على مشكلة الأمية. فلو حدث مثلاً إجراء تقييم لبرنامج محو الأمية في إحدى القرى (وهو ضمن برنامج شامل لكل قرى الدولة بالطبع) وأشارت المعلومات المجموعة على أن مدى التحسن في محو الأمية يتضاءل شهراً بعد شهر وبتحليل تلك المعلومات وجد أن نقص وسائل الإيضاح السمعية والبصرية هو السبب في ذلك فإنه يمكن على الفور الاستفادة من هذه النتيجة بتعميم الوسائل السمعية والبصرية في فصول التعليم في كل القرى وهكذا.

ومما سبق يتبيسن لنا بدون أدنى شك أن علسم الإحصاء قد نشأ ونما

وتوسعت صلاته بكل نواحي الحياة اليومية ليلبي متطلبات هذه الحياة من خلال إحصاء الدولة للبيانات الخاصة بالسكان وعددهم. وعلى مستوى الأفراد نجد في حياتنا اليومية أيضاً أن الفلاح والتاجر والصانع الحرفي يعتمد في نشاطه العملي اليومي على ملاحظاته الشخصية وعلى ما يسجله في كل لحظة، أو من حين لحين في نوتة جيبه من معلومات في شكل أرقام، وإذا كان أمياً لا يعرف القراءة أو الكتابة فإنه يعتمد على ذاكرته العقلية. ولكن بنشأة الصناعة والتجارة وتركزها في أماكن معينة لتخدم آلافاً من الناس لا أفراداً صغيرة لا يمكن الاعتماد على هذه الوسائل البدائية التي يعتمد عليها الأفراد كالعامل والفلاح والتاجر، بل يتم إنشاء نظم للحسابات يتلوها إضافة الإحصاء إلى هذه النظم الحسابية. والإحصاء بهذه الصورة لا يحل محل الحسابات ولا يلغيها ولكنه يكملها فقط فوظيفة الحسابات القيسام بحساب الحسابات ولا يلغيها ولكنه يكملها فقط فوظيفة الحسابات القيسام بحساب لنشاط الاقتصادي للمؤسسة كللأرباح والخسائر أما الإحصاء فهو يتابع النشاط الاقتصادي كبيع السلع المختلفة.

فوائد الإحصاء: الأمية كمثال

ومن خلال كل ما سبق نستطيع القول بأنه يمكن الاستفادة من الإحصاء في مجال الأمية كمثال وما يرتبط بها من مشكلات سكائية وذلك لأن الإحصاء (*).

١ - تفيد في تنظيم وتوضيح الوضع بالنسبة للأمية في جميع البلاد العربية قبل وبعد تنفيذ التوصيات الخاصة بمحو الأمية والصادرة عن المؤتمرات التي يعقدها المهتمون ببحثها ودراستها.

 ^(*) عن محاضرة ألفاها المؤلف في دورة الإحصاء التي عقدتها المنظمة العربية للعلوم (جهماز محو الأمية) في توفمبر ١٩٧٦ بمدينة بغداد عاصمة العراق للمسؤولين عن أجهزة محو الأمية في العالم العربي.

- ٢ .. تفيد في توضيح ومقارنة نسبة الأمية في البلاد والمدول المختلفة سواء أكان ذلك بشكل عام أو بشكل أكثر تخصصاً كأن تتم المقارنة بين الذكور والأناث في كل بلد على حدة وفي كل بلد بالنسبة للبلاد الأخرى.
- ٣ ـ تفيد في عمل التقديرات الخاصة بعدد السكان في فترة زمنية لاحقة وذلك بالاعتماد على معدلات المواليد والوفيات واستخراج معدلات الزيادة السكانةي من ذلك. ومن خلال تلك التقديرات يمكسن حساب نسبة الأميين إلى عدد السكان اللي تم الوصول إليه من هذه الدراسات الإحصائية.
- ٤ ـ لكي تتمكن الدولة من وضع الاحتياطات الكفيلة بمحو الأمية فإنه لا يتم لها ذلك بسهولة إلا من خلال معرفة أعداد الأميين في المناطق الجغرافية وذلك لتحديد مناطق انتشارهم لتخطيط وإعداد برامج محو الأمية ولا يتأتى ذلك كله إلا من خلال الإحصاء والمعالجات الإحصائية.
- باستخدام الأساليب الإحصائية في معالجة المعلومات التي تم جمعها
 عن السن التي يشملها الإلزام يمكن معرفة مدى التغير الذي حدث على
 مدى العمر الذي يشمله الإلىزام في التعليسم الابتدائي في مجموعة من
 الدول.
- ٣ ـ تساعد الإحصاء في معرفة الأسباب الشائعة والتي تتكـر مراراً وتقف وراء انتشار الأمية في البلاد.
- ٧ باستخدام المعالجات الإحصائية للاستبيانات والإجابة عليها يتمكن الباحثون من تحليسل ومعرفة مدى توفر السوسائل والمعينات البصريسة كالخرائط والمصورات في كتب محو الأمية ليمكن من خلال هذا التحليل معالجة النقص في هذه النواحي.

ثانياً خطوات البحث الإحصائي

يمر البحث الإحصائي في عدد من الخطوات نجملها فيما يلي:

- ١ ... تحديد المشكلة وحجمها.
- ٢ ـ تحديد البيانات الضرورية لإلقاء الضوء على طبيعة المشكلة.
 - ٣ _ وسائل جمع البيانات.
 - 1 مصادر جمع البيانات.
 - العمليات القانونية لجمع البيانات.
 - ٦ ـ دقة البيانات.
 - ٧ .. المراجعة الميدانية.
 - ٨ ـ المراجعة المكتبية للبيانات.

١ - تحديد المشكلة وأهميتها:

لا يجري بحث من البحوث لأي ظاهرة من الطواهر أو مشكلسة من المشاكل إلا من خلال إحساس المسؤولين، بل والباحثيين أنفسهم بالأثار المادية والبشرية لهذه المشكلة التي تنتشر في أرجاء المجتمع. ويعني بذلك أنه كلما ازدادت المشكلة واستفحلت كلما شعر بها الناس وتحركت الأجهزة المعنية للراستها.

ويأخذ مسار البحث تحديدان هما:

التحديد الأول: خاص بأهم مشاكل المجتمع التي يجب دراستها قبل غيرها ويتم ذلك عن طريق مقارنة المعلومات المتوفرة عن الخسائر التي تنتج عن كل مشكلة سواء كانت هذه الخسائر مادية أو بشرية. ونوضح ذلك بالمثال التالي:

وطلب من أحد الباحثين أن يختار بين البدأ في دراسة ظاهرة رسوب التلاميذ في المرحلة الابتدائية ، أو في دراسة مشكلة العمال الصناعيين اللين يقعون في الحوادث أي: سيكولوجية الحوادث. ولكي يختار بين أي من هاتين المشكلتين لدراستها ، يقوم أولاً بجمع البيانات والمعلومات الخاصة بالأموال التي تنفقها الدولة وتضيع هباءاً منثوراً في كل من هاتين الظاهرتين ، وعلد الأفراد والنسبة المتوية للذين يعانون منهما ، وتأثير كل ذلك في نهاية الأمر على اللخل القومي . وعلى أساس ذلك يستطيسع الباحث تحديسد المشكلة التي يبدأ بدراستها حسب النسبة المتوية للأفراد الذين يقعون فيها المشكلة التي يبدأ بدراستها حسب النسبة المتوية للأفراد الذين يقعون فيها التلاميذ من تعليم وخلافه .

أما التحديد الثاني: فيتعلق بتحديد عناصر المشكلة قبل بحثها لكي يعفي الباحث نفسه من الوقوع في الخطأ ومن أهم الجوانب التي يجب على الباحث القيام بها في هذا الصدد تحديد المفاهيم والألفاظ العلمية التي سيتم تناولها في البحث لأن ذلك من شأنه أن يبلور جوانب المشكلة التي سيتم دراستها في ذهن الباحث، وبذلك لا يكون هناك اختلافاً بين هذا الباحث وأي باحث آخر بالنسبة لتعريف مفاهيم البحث. ويجب أن تكون صياغة مفاهيم البحث مشتقة من خلال ما يتبع من عمليات في ملاحظتها أو قياسها أو تسجيلها، والمثال على ذلك ما أجري في بحث: أوضاع الأمية في البلاد العربية واستراتيجية مكافحتها، حيث جاء في تعريف الأمي في الجمهورية العراقية بأنه:

كل عراقي تجاوز الخامسة عشر ولم يتعد الخامسة والأربعين من عمره ولم يكن منتظماً بأية مدرسة ولم يصل إلى المستوى الوظيفي.

وعلى الرغم من وضوح التعريف السابق وضوحاً تاماً إلا أن البحث قد حدد أيضاً المقصود بالمستوى الوظيفي الوارد في هذا التعريف بأنه:

أ .. القدرة على قراءة فقرة من مخطوط أو مطبوع بفهم.

ب _ القدرة على كتابة قطعة إملاء كتابة صحيحة.

جـ ـ القدرة على التعبير الكتابي عن فكرة أو أكثر تعبيراً مفهوماً .

د .. القدرة على قراءة الأعداد وكتابتها وإجراء العمليات الحسابية.

هـ .. القدرة على تحسين عمله في مهنته .

و .. القدرة على إدراك حقوقه وواجباته ليستطيع الإسهام في تطوير مجتمعه .

وبالإضافة لكمل ما سبق فإن على الباحث في مجال محو الأميسة أن يضع تحديدات لعلاقة بحثه هذا بالنواحي الآتية:

١ ـ التعليم الابتدائي.

٢ _ حجم السكان.

٣ ـ مناهج محو الأمية .

٤ ... وسائل الإعلام.

ه .. المعلمون القائمون على محو الأمية . . . إلخ .

وبهذا يستطيغ الباحث في مجال الأمية أن يحدد الحالات التي يجب دراستها لتحقيق الغرض من بحثه بحيث يقتصر في دراسته تلك على الأميين الذين ينطبق عليهم التعريف السابق.

والمثال الآخر عند دراسة موضوع كالذكساء Intelligence فعنذ بحث هذا الموضوع لا بد من القيام بتحديد المقصود بالذكاء كأن يكون مثلاً القدرة

على التعلم، أو القدرة على إدراك العلاقات، وتوضيح العوامل المرتبطة به من فطرة واكتساب أي العوامل الوراثية والبيئية. ويكون التحديد الإجرائي لمفوم الذكاء هو الأسلم للباحث وذلك بربط الذكاء بأداة قياسه فيعرف الذكاء بأنه: ما يقيسه اختبار الذكساء من نواحي كالمعلسومات والمفردات والمتشابهات والفهم ورموز الأرقام والاستدلالي الحسابي وذلك حسب ما جاء في مقياس وكسلر بلفيو للذكاء.

٢ ـ جمع البيانات الخاصة بالمشكلة:

بعد تتحديد الباحث لمفاهيم البحث الأمر الذي أشرنا إليه فيما سبق يقوم بتحديد المعلومات والبيانات التي سيتم جمعها لمعرفة أبعاد المشكلة و إلقاء الضوء عليها.

وبالنسبة لمشكلة كالأمية فإن الباحث عليه أن يوفر البيانات الآتية ليستطيع دراسة هذه المشكلة:

- ١ ـ بيانات عن تعريف الأمي في تشريعات محو الأمية .
- ٢ ـ بيانات عن سن الأمي كما حددت في تشريعات محو الأمية.
- ٣ ـ بيانات عن وضع وتوزيع الأمية في البلاد والدول التي سيشملها بحثه.
 - \$ ـ بيانات عن نسب الأمية بين (الذكور والإناث في مناطق البحث).
 - م بيانات عن تعداد السكان التقديري.
- ٦ سيانات عن أعداد الأطفال المقبولين في المدارس ونسبتهم إلى من في سن الإلزام.
 - ٧ ــ بيانات عن التسرب من التعليم الإلزامي.
 بيانات عن التمويل وأوجه إنفاق الموازنة.
 - ٩ .. بيانات عن الكتب الدراسية المستخدمة في محو الأمية .

وعن مشكلة أخرى كمشكلة العوامل النفسية المرتبطة بالوقوع في

الحوادث فإن على الباحث أن يوفر البيانات الأتية:

- ١ .. بيانات عن الوقت الضائع نتيجة الحادثة.
- ٧ .. بيانات عن أيام الغياب طوال وقت الإصابة.
- ٣ ـ بيانات عن الخسائر المادية التي لحقت بالآلات والمواد والتي كانت مستعملة وقت الحادث.
- عن التعويض المادي اللذي يصرف للعامل من هيئة التأمينات الاجتماعية.
- ه بيانات عن نفقات التدريب المهني الذي يتم للعمال الجدد بدلاً من
 العمال المصابين.
- ٣ بيانات عن أسباب الحوادث تؤخذ من بطاقة تحليسل الحادثة والتي يجريها مشرف الأمن الصناعي وهذه البيانات مثل: عدم الانتباء والسرحان التحدث مع الزملاء التعب والإجهاد شدة درجة الحرارة الأتربة والغازات انقص الخبرة والتدريب انقص الاستعداد والقدرة.
- ٧ ـ بينات خاصة بالمتطلبات العقليـة والذهنيـة الخاصة بالعمل والتي تستخرج من استمارة تحليل العمل لاستخدام هذه المتطلبات في اختيار عمال جدد مناسبين للعمل.

٣ .. وسائل جمع البيانات:

أ ــ استمارة البحث :

يقوم الباحث بجمع البيانات الضرورية للبحث بإعداد مجموعة من الأسئلة توضع فيما يسمى باستمارة البحث، وهي الوسيلة التي يتم من خلالها جمع هذه البيانات. وتعتمد هذه الوسيلسة علسى قيسام الباحث بالاتصال الشخصي بالمبحوثين من أفراد العينة أي إجراء مقابلة شخصية معهم يوجه إليهم فيها الأسئلة التي باستارة البحث، ويتولى بنفسه ملء البيانات من واقع

ما يدلى به المبحوث من إجابات على الأسئلة التي في الاستمارة المخصصة لذلك وقد يرسل الباحث في بعض الأحيان مندوبه للاتصال الشخصي بالمبحوثين.

ويلجأ الباحث عندما يتعدر الاتصال بالمبحوثين إلى أخد عينة من دليل التليفون وإرسال الاستمارة إليهم بالبريد ليتم جمع المعلومات عن طريق التسجيل المذاتي، وفيها يترك للمبحوث أن يكتب البيانات المخاصة به في اسمارة البحث.

وقد يقوم الباحث أيضاً بنشر «استمارة البحث» في مجلة من المجلات أو صحيفة من الصحف، وقد تعرض على المبحوث عن طريق التليفزيون (*) أو السينما وبعد الإجابة على الأسئلة يقوم المبحوث بإرسال البيانات إلى عنوان الباحث أو المؤسسة التي تقوم بالبحث عن طريق البريد أو عن طريق مندوبين يمرون على الناس في منازلهم (**).

وفي بعض الأحوال يمر الباحثون على منازل وبيوت المبحوثين من أفراد العينة ويتركسون لهم اسمارة البحث وبها التعليمات المخاصة بملء الاستمارة ليقوموا بأنفسهم بملثها ثم إرسالها بعد ذلك بالبريد إلى الجهة التي تقوم بإجراء البحث.

مزايا وحيوب الطرق السابلة:

وبطبيعة الحال فإن لكل طريقة من السطرق السابقة الخاصة بجمع البيانات مزايا وعيوب. فقيام الباحث بنفسه بتوجيه الأسئلة للمبحوث تمكنه

⁽ع) كما يحدث في الاستفتاء الذي تجريه الإذاعة سنوياً للتعرف على رغبات الجمهور وأرائهم بالنسبة ليرامجها.

⁽هه) كما يحلث في التعداد العام للسكان حيث يتم فيه حصر بيانات تستخدم في التخطيط لوضع حذول لمشاكل الجماهيو.

من أن يوضح ما يريد المبحوث أن يستفسر ويسأل عنه. عندما يلتبس عليه الأمر بالنسبة لأحد الالفاظ أو لأحد العبارات، وبشرط أن لا يؤثر هذا التوضيح في المبحوث فيجعله يغير رأيه الأصلي. أما طريقة التسجيل الذاتي أي قيام المبحوث نفسه بالإجابة على أسئلة الاستمارة فهي تعتبر من الناحية الاقتصادية أقل نفقة من طريقة الاتصال الشخصي، كما أنها بالإضافة لذلك تعطي الفرصة للمبحوث بأن يقوم بالإجابة على الأسئلة بدقة تامة لتوفر الوقت السلازم لذلك، وفي نفس السوقت فإن هذه السطريقة تلغي تأثر المبحوث بالباحث عند الإجابة علسى بعض الأسئلسة الحساسة والتي تمس حيساته بالباحث عند الإجابة علسى بعض الأسئلسة الحساسة والتي تمس حيساته الشخصيسة المخاصة، مثل إدمان المخدرات، أو العلاقات الأسريسة أو الشخصيسة المخاصة، مثل إدمان المخدرات، أو العلاقات الأسريسة أو النواحي الجنسية. لكن من عيوب هذه الطريقة أن بعض المبحوثيين قد لا يجيبون على أسئلة الاستبيان أو يرسلسون إجاباتهم إلا بعد انتهاء إجراء التحليلات الإحصائية للبحث مما يترتب عليه أن لا تكون لإجاباتهم أية قيمة، هذا إلى جانب أن هذه الطريقة قد لا يمكن تعميمها في الدول التي تنتشر فيها نسبة الأمية.

أما طريقة الاتصال الشخصي فهي إلى جانب ما سبق تمتاز بأنها تستخدم مع المتعلميان وغير المتعلميان لأن الباحث هو اللذي يقوم بقراءة السؤال وما على المبحوث إلا أن يجيب على السؤال ويقوم الباحث مرة أخرى بتسجيل إجابة المبحوث كتابة، كما أن الباحث في هذه السطريقة يستطيع أن يسجل رأيه وانطباعاته وملاحظاته عن طريقة واسلوب المبحوث في الإجابة ومدى تعاونه وإجابته على الأسئلة بجدية أم لا.

ب - الملاحظة :

تستخدم الملاحظة أيضاً في جمع المعلسومات والبيسانات الخاصة بالبحث وتعتبر الملاحظة أول مرحلة من مراحل البحث الإحصائي وتتلخص الملاحظة في القيام بجمع المعلومات الإحصائية اللازمة لاتخاذ أي قرار. وتجري الملاحظة طوال الوقت أو عقب حدوث الظاهرة مثل تسجيل المواليد والوفيات والمزيجات وحالات المطلاق ولكسي يكون تسجيل الملاحظات مضبوطاً ودقيقاً يجب أن تتوفر مجموعة من الشروط مثل:

- ١ .. يجب أن يتم التسجيل في الوقت المناسب فيسجل الحدث أو الظاهرة وبين التي حدثت فور حدوثها حتى لا يمر وقت طويل بين وقوع الظاهرة وبين تسجيل الملاحظة الخصة بها إذ يترتب على عدم توفر هذا الشرط تسجيل ملاحظات غير دقيقة.
- ٢ ـ يجب إلزام الأفراد الذين تتوفر لديهم البيانات أو تحدث بينهم الظاهرة بتسجيل هذه البيانات فمثلاً يجب على الأباء أن يقوموا بتسجيل مواليدهم الجدد فور حدوث ذلك.
- ٣ ـ يجب توفر مراكز تسجيل هذه الأحداث في جميع أرجاء البلاد لتوفير
 وتسهيل عملية التسجيل على المواطنين.

وهناك نوعان من الملاحظة: الملاحظة المقصودة العلمية والملاحظة غير المقصودة الطارثة أو العابرة وأوجه الاختلاف بين هذيبن النوعيين من الملاحظة يتمثل فيما يلى:

- ١ تستخدم في الملاحظة العلميسة المقصودة الأجهزة والأدوات العلميسة كتلك التي تستخدم في ملاحظة سلوك الأطفال أو في تقييم برامج محو الأمية. والجهاز المستخدم في الملاحظة وشائع في مثل هذه الحالة هو الشاشة ذات الوجه الواحد هذا في حين أن الملاحظة غير المقصودة لا تستخدم فيها أجهزة أو أدوات.
- ٢ ـ في الملاحظة العلميــة بحدد الباحث هدفه منذ البدايــة ويحد أيضاً

البيانات والمعلومات التي يرغب في القيام بجمعها أما في الملاحظة غير المقصودة فهي تكون ملاحظة عابرة .

٣ ستسير الملاحظة العلمية على مدى خطوات محددة ومعروفة منذ البداية
 تتضمن جمع دقائق وتفاصيل الحدث .

يقوم الباحث في الملاحظة العلمية _ كما سبق أن بينا _ بتدوين ملاحظاته
 أولاً بأول حتى لا تتأثر البيانات بعامل النسيان .

ويضاف لهذين النوعين من الملاحظة (المقصودة أي العلمية وغير المقصودة أي العابرة) نوع ثالث من الملاحظة يستخدم في جمع البيانات تسمى بالملاحظة الميدانية وهي الملاحظة التي يستخدمها الباحث لمعرفة تقاليد وقيم وعادات وطرق التربية في الأسر المختلفة ، حيث ينتقل الباحث بنفسه إلى هذه الأسر ويقوم بتسجيل ملاحظاته في البيئة نفسها.

والباحث في دراسته الميدانية يعتمد على الملاحظة أي ملاحظة سلوك الأفراد أو الجماعة التي يقوم بدراستها في المجال اللذي يعيش فيه هؤلاء الأفراد أو تلك الجهاعة. والباحث في هذه الحالة قد يستخدم ميزاناً لتقدير Rating Scale ملاحظاته Observations . فإذا أراد مثلاً دراسة السلسوك العدواني لدى مجموعة من الأطفال فإنه يستخدم الميزان الآتي:

التعليمات: ضع علامة / تحت الصفة التي ترى أنها تنطبق على



وهو يستطيع من خلال هذا الميسزان أن يحول الأوصاف اللفظيسة (ليست عندهم استجابات عدوانية _عدوانيون _شديدوا العدوان) إلى أرقام وقيم كمية (١ - ٢ - ٣) يمكن إخضاعها للمعالجات والتحليلات الإحصائية .

جــالوسائل الموضوعية :

كاختبارات الذكاء والشخصية وليس مجال الكلام عنها هنا.

٤ - مصادر جمع البيانات:

يتفق جميع الباحثون والإحصائيون على أن هناك مصدران أساسيان يستخدمان في جمع البيانات الخاصة بأي بحث من البحوث وهما:

إ .. المصدر الثاريخي.

ب المصدر العيداني.

أ.. المصدر التاريخي:

وتنقسم المصادر التاريخية إلى قسمين القسم الأول يطلق عليه اسم المصادر الأولية، والقسم الثاني يطلق عليه اسم المصادر الثانوية، وتتمثل المصادر الأولية في المصادر التي تقوم بنشرها نفس الهيئة التي قامت بجمع البيانات وأشرفت على هذا الجمع. أما المصادر الثانية فهي نفس البيانات السابقة المجموعة عن المصادر الأولية لكن قامت بعرضها هيئة أخرى غير التي قامت بجمعها، وكأن يتم كذلك عرض هذه البيانات في أحد الكتب أو المؤلفات العلمية أو المجلات أو اللوريات أو الاستشهاد بها في الأبحاث.

ب - المصدر الميدأتي:

ويقوم فيه الباحث بإجراء بحثه في الميدان الذي تتم فيه النظاهرة أو السندى يحدث فيه الحدث، ويلجأ الباحث لذلك عندها لا تفيد المصادر

التاريخية في الحصول على البيانات الخاصة بموضوع البحث أو حين لا تكفى هذه البيانات بالغرض الذي يهدف إليه البحث.

ه .. الشروط الواجب مراعاتها في جمع البيانات :

يراعي في جمع البيانات عدة شروط منها:

أ ـ دقة جمع البيانات:

- ١ سيجب على الباحث أن يتأكد من أن العينة التي تم جمع البيانات عنها قد
 تم اختيارها طبقاً للشروط والقواعد المعمول بها في اختيار العينات.
- ٢ ـ على الباحث أيضاً أن يتأكسد من دقة عملية المراجعة التي أجراها المختصون على المعلومات التي تم جمعها وخاصة ما يتعلق بالجدولة والطبع وعمل الرموز اللازمة.
- ٣ ـ تأكد الباحث من توفر شروط إعداد الاستمارة ومن صحة صياغة الاسئلة
 الموجهة للمبحوثين.
 - ٤ ــ التأكد من عدم تحيز الأسئلة .
 - التأكد من تدريب جامعي البيانات تدريباً كافياً.
- ٣ .. عند استخدام المصادر الثانوية يجب التأكد من مطابقتها للمصادر الأولية وعدم وجود أخطاء أو تغيير بها.

ب مراجعة البيانات:

لكي يتوفر إجراء البحث في ظروف سليمة ومضبوطة وعلمية لا بد من المقيام بعمل مراجعة للبيانات التي تم جمعها. ويتم ذلك على النحو الآتي:

١ - تتم مراجعة الإجابات المخاصة بالمبحوثين وذلك لاستكمال الإجابات

- على الأسئلة التي نسي المبحوث الإجابة عليها وذلك بإعادة الاستمارة إليه لملئها مرة ثانية.
- ٢ ـ اكتشاف ما في البيسانات من أخطاء غيسر متعمدة مثل عمر المفحوص
 والذي يتم معرفة صحته بطرح تاريخ الميلاد من تاريخ الاختبار.
- ٣ ـ عمل الإجراءات أو العمليات الحسابية المطلوبة والتي لا يمكن تكليف المبحوث القيام بها.
- ٤ ـ قد يؤجل الباحث القيام بملأ بعض البيانات أمام عينة البحث ولذلك لا بد من مراجعة الاستمارة لكتابة مثل هذه البيسانات وذلك ليسهل عمل جداول معالجة بيانات البحث.
- ه ـ إذا كان سيتم معالجة البيانات عن طريق الحاسب الالكتروني فإنه يلزم
 عمل الإجراءات التي تسبق مثل هذه المعالجات فتراجع الاستمارة
 لإعطاء بياناتها المختلفة الرموز والعلامات الخاصة بذلك ليسهل على
 معدي برامج الكمبيوتر عمل التثقيب اللازم للكروت.

٢ .. عينة البحث:

كلما استند الباحث في اختياره لعينة بحثه على الأسس العلمية السليمة في اختيار العينات كلما توصل لنتائج موضوعية تعكس بصورة واقعية المشكلة موضوع البحث وتشخص ابعادها تشخيصاً دقيقاً بحيث يمكن تقديم الحلول المفيدة, وبصورة عامه فإنه يقصد بالأساس العلمي أن تكون العينة التي سيتم إجراء البحث عليها مراعياً فيها خصائص المجتمع الأصلي وبالنسب المتعارف عليها فيما يتعلق بكل خاصية من هذه الخصائص: كالسن بفئاته المختلفة، والجنس (ذكور ـ إناث)، ودرجة التعليم من أمي حتى التعليم العالمي، والريف والحضو والأماكن القريسة والأماكن البعيلة،

٧ - استخدام الاستبيانات كأداة أساسية لجمع البيانات والمعلومات.

أ ـ تصميم الاستبيان:

بعد أن يقوم الباحث بتحديد مفاهيم بحث وبتحديد البيانسات والمعلومات التي ستتضمنها دراسته يعمل على إعداد استبيان يتكون من مجموعة من الأسئلة تدور حول هذه البيانات والمعلومات (كالعمر ودرجة التعليم والمستوى الاقتصادي الاجتماعي والحالة الزواجية والمسكن والملبس وأسباب الحوادث وأسباب الأمراض النفسية . . . إلىخ) ويوجه هذه الأسئلة لأفراد عينته من المبحوثين .

وعملية القيام بتصميم الاستبيان تتطلب من القائم به دراية وخبرة بالعلوم التي تهتم بدراسة سلوك الإنسان كالتفكير والانفسال والاتجاهات والميول وهده العلوم هي: علم النفس وعلم الاجتماع وعلم النفس الاجتماعي والقياس النفسي . . . إلىخ وبالإضافة لدراسته لتلك العلوم السابقة لا بدأن يتدرب في أحد الهيئات العلمية المعترف بها على القيام بإعداد وتصميم الاستبيان .

وفي إعداد الباحث للاستيان لا بدأن يضع في اعتباره أن تكون صورة الاستيان صادقة حتى تثير اهتمام المبحوث وتجذبه لملء البيانات مما يترتب على ذلك في نهاية الأمر تيسير مهمة الباحث نفسه. ويلجأ كثير من الباحثين إلى أن يرفقوا بالاستيان قائمة بها تعليمات الاستيان وتعريفاً بالموضوعات والمفاهيم التي تساعد الباحث والمبحوثين في نفس الوقت إلى ملء الاستمارة ملئاً صحيحاً دقيقاً. وقد تتضمن القائمة إلى جانب ما سبق ما يأتي من نواحي:

- ١ ... الغرض من البحث.
- ٧ ـ الجوانب والموضوعات التي تتناولها الأسئلة.

- ٣ ـ الأفراد القائمون بجمع البيانات.
- ألباحثون المحللون لنتائج البحث.
 - تاریخ وفترة جمع البیانات.
- ب النواحي التي تراعي في تصميم الاستبيان.

١ .. السهولة وعدم الغموض :

أي يجب أن تكون الألفاظ والكلمات والعبارات أو الجمل الموجودة في السؤال بسيطة وسهلة ومعروفة وليست غريبة أو غامضة بالنسبة للأفراد الله ين يطبق عليهم البحث. وعلى سبيل المثال لا يجب أن تشتمل أسئلة الاستبيان الذي يطبق على مبحوثين يعيشون في المدينة على ألفاظ وكلمات شائعة في الريف كما أنه لا يجب كذلك أن تتضمن أسئلة الاستبيان المذي يطبق على مبحوثين يعيشون في الريف على مبحوثين يعيشون في الريف على كلمات والفاظ شائعة في المدينة.

ومن الأسئلة الغامضة سؤال الباحث لأفراد عينة البحث عن رأيهم في وصول الأسريكان للمريخ؟ فإن الباحث في هذه الحالمة سوف يجد في إجابات الأفراد عند تفريغه لها أن الإجابات ستكون عامة وعلى النحو الآتي :

هائل .. رائع .. جميل .. عظيم .. أحمد أحمداث التباريخ .. اختراع من الاختراعات العلمية .. تقدم علمي .. نصر للأمريكان والمعسكر الغربي .

أما لو قدم الباحث وصاغ السؤال بصياغة محددة كان يكون السؤال السابق على النحو الآتي:

«إن وصول الأمريكان للمريخ قد قلل من احتمال قيام الحرب ـ ما رأيك في هذا؟».

أجب على السؤال السابق بوضع علامة / صح أمام أحد العبارات الآتية التي تعبر عن رأيك؟

 (أ) موافق
 ()

 (ب) غير موافق
 ()

 (جد) محايد
 ()

٢ ـ عدم التحيز :

اي يجب أن لا تتضمن أسئلة البحث عبارات أو ألفاظ من شأنها أن تجعل المجيب على السؤال متحيزاً عند إجابته عليها. كالسؤال الموجسة للطلبة عن رأيهم في الامتحانات وإلغاء هذه الامتحانات وكالسؤال الموجه للمسلمين عن رأيهم في الإسلام والإجابة على السؤالين معروفة مسبقاً.

٣ ـ تجنب الأسئلة التي تؤدي للإيحاء:

وهي الأسئلة التي تتضمن في نفس الوقت الإجابة عليها كأن يوجمه للمبحوثين السؤال الأتي:

دهل تريد العمل في العراق وهي البلد الشقيق؟ ١٠.

أو وهل تغيبت عن العمل بسبب ذهابك للطبيب؟ ١٠

و يلاحظ على السؤالين السابقين أنهما لم يتيحا للمبحوث سوى احتمال واحد للإجابة أي الإيحاء إليه بإجابة معينة ومسن الأفضل أن تتعسد الاحتمالات لكي تتعدد بالتالي الإجابات. كذلك من المحتمل أن يتدخل الإيحاء في الأسئلة إذا وجهت للمبحوثين في فترة معينة من الزمن تكثر فيها حوادث الطائرات وكثرة عدد الموتى في هذه الحوادث فيوجه السؤال الآتي في الاستبيان:

وما رأيك في السفر بالطائرات؟ ٣٠

77

To: www.al-mostafa.com

غ - تجنب توجيه الأسئلة الحساسة التي تمس الحياة الخاصة للفرد:

وهمي تلك الأستلة النسي تدخسل في صميم العلاقسات الشسخصية والاجتماعية للمبحوثين وتعتبر تدخلاً أو تطفلاً على هذه العلاقسات. وهمذه الأسئلة تتناول النواحي الآتية:

العلاقات الجنسية _ العلاقات النسائية _ تعاطى المخسدرات أو المسكرات _ الأجور والدخل .

ويمكن للباحث إعداد أسئلته بطريقة غير مباشرة لكي يستسطيع المفحوص الإجابة عليها دون تكليف أو إحراج. كما يمكن أن يوجه أسئلته للمبحوث بعد أن تتم الألفة بينهما.

وإلى جانب النواحي السابقة هناك جوانب أخرى يجب أن تراعى عند عمل الاستبيان مثل: أن تكون أسئلة الاستبيان هي تلك الاسئلة الضرورية ويجب تجنب وجود أسئلة لا لزوم لها.

جــ مراجمة الاستبيان قبل التطبيق:

يراعى قبل الاستخدام النهائي للاستبيان ما يلي:

- ١ مراجعة أسئلة الاستبيان قبل تطبيقها بإجرائها على مجموعة من المبحوثين تتفق في خصائصها ومواصفاتها مع أفراد البحث النهائي وذلك للتأكد من مناسبة الأسئلة واحتمال القيام بحدف أو إضافة أو توضيح بعض الأسئلة بعد هذه المراجعة.
- ٢ ــ مراجعة دراسة الباحثين للاستبيان دراسة شاملية بحيث يكونـوا عارفين
 معرفة تامة بالتعليمات التفصيلية .
- ٣ ـ يجب على الباحثين أن يراجعوا صحة تسجيل البيانات في الإستبيان
 وذلك من ناحية شمول التسجيل لجميع البيانات المطلوبة ومن ناحية

اكتمال ملء بطاقة الاستبيان والصفحة الحسابية للتسجيل.

٤ - عند مراجعة الاستبيان لا يعرض تصحيح الأخطاء المكتشفة بتصحيح ما هو واضح أنه خطأ أو بواسطة إعادة التسجيل. ويتبين الخطأ عندما يكون أحد المبحوثين قد أجاب على السؤال الخاص بالحالة الزواجية في الخانة الخاصة بالعمر. أو عندما تكون وظيفة المبحوث مدرساً أو مهندساً ونجده قد وضع في خانة السن (٥) سنوات فقط ومن الواضح أن الرقم الصحيح هو (٥٠) عاماً وأن المبحوث قد نسي وضع الصفر. ومن الواضح أنه يترتب على عدم مراجعة الاستبيان إلى زيادة أو نقص المعلومات المسجلة على حد سواء.

د .. تفريغ البيانات:

لا يمكن للباحث أو الدارس أن يفهم شيئاً من الاستبيانات قبل تفريخها لأنه بدون ذلك لن يتسنى له دراستها أو استخلاص النتائج أو تحليلها بالطرق الإحصائية المعروفة، وتفسيرهما من خلال الدراسسات الاجتماعية والاقتصادية والنفسية.

ولذلك فلا بد من أن يقوم الباحث بتجميع هذه البيانيات المتناشرة المختلفة في شكل كلي متكامل بحيث يستطيع الباحث بمجرد النظر إليها استخلاص الحقائق التي يهدف إليها أساساً من إجراء البحث.

ويقوم الباحشون عادة بعد مراجعتهم للاستمارة من جميع المزوايا وتأكدهم من صحة ما جاء بها بتفريغ المعلومات الموجودة في الاستبيانات في جداول التفريغ المخاصة بذلك.

مثال: تضمنت أحد أستلة استبيان من الاستبيانات هذا، السؤال:

دكم عدد الأميين في القرية؟،

وتم توجيه هذا السؤال للمسؤولين في هـ قرية من قرى مصر فكانت الإجابة على هذا السؤال في كل القرى هي تلك الأرقام؛

Y+£	777	***	٥٣٥	144
YV •	184	NVA	400	744
£NY	Y+4	YVA	4.1	۱۸۸
71 7	148	400	۱۸Y	Y14
173	104	74%	*1	A#Y
441	14	* V•	771	4.4
4.0	714	717	***	1+64
117	100	30	**	۷۷٥
717	144	174	771	701
***	771	110	***	λY
4.4	**	41	4++	٣.٧
104	144	171	*1*	144
٨٥	Y1.	174	124	144
11.	Y £ +	317	147	***
***	444	101	YOA	££V
0 · Y	184	711	1444	774
144	443	175	727	377
41.	441	404	***	Y = £
30.	* * *	4 • 4	11	***

وواضح أنه على الرغم من قيام الباحث بتضريغ هذه البيانــات من الاستبيان إلا أنه لا يكتمل فهم هذه الأرقام إلا بتجميعها ووضعها في جداول على شكل مجموعات وذلك على النحو الآتي :

عدد القرى دالتكرارات:	فثات حدد الأميين
4	١٠٠ فما أقل
**	من ۱۰۱ ـ ۲۰۰
£•	من ۲۰۱ تا ۳۰۰
٨ [من ۲۰۱ سه ۴۰
٤	من ۲۰۱ ـ ۵۰۰
^	٥٠١ فما فوق
10	المجموع

ثالثاً القيم وأنواعها

والباحث على النحو المدي رأيناه في الملاحظة (أرجع للملاحظة كوسيلة من وسائل جمع البيانات) يعطى لكل صفة من الصفات درجة من المدرجات فوجدناه يعطي لشدة العدوان ثلاث درجات، وللعدوان درجتان، وعدم وجود العدوان درجة واحدة، وهذه الدرجات في حد ذاتها تعتبر قيماً Values تخضع للمعالجة الإحصائية.

كما أن الباحث في المراسات الميدانية أي الدراسات التي يعتمد فيها على مصادر ميدانية قد يستخدم أحد مقاييس الذكاء لو كان بصدد دراسة الفروق في مستوى الذكاء بين البنين والبنات مشلاً، أو قد يستخدم أحد الاختبارات التي تقيس سمات الشخصية مثل القلسق Anxiety أو الاكتئاب Depression لو كان بصدد دراسة موضوع مثل العصاب Neuroses وعلاقته بالتوافق المهني في الصناعة. والباحث في كل هذه الأحوال يحصل على درجات كمية Quantative Score بالنسبة لكل فرد من الأفراد هي بمثابة درجات خام Raw score لأنها لم تخضع للتحليل الإحصائي Statistical درجات خام بالذي سيتبين في الأجزاء القادمة من الكتاب، ففي حالة استخدام اختبار اللذكاء يحصل الفرد على درجة تسمى نسبة الذكاء استخدام اختبار اللذكاء يحصل على درجة تسمى نسبة الذكاء خام كما أسلفنا.

١ ـ القيم المتصلة:

وتُسمى مثل هذه الدرجات التي تم الحصول عليها بالفيم أو الدرجات المتصلة .Continuous V أي الدرجات التي لا يوجد فاصل حاد بينها وبين بعضها البعض، فلو طبقنا اختباراً على شخصين حصل أحدهما على ٥٠ درجة والثاني على ٥٥ درجة فإننا نتوقع أن يكلون هناك اتصال بين الدرجتين على النحو الآتي:

(+0) 10 - Ya - Yo - 10 - (0+).

وليس ذلك فقط بل إننا نتوقع أيضاً أن يكون هناك اتصالاً بين كل درجة والدرجات الست الأخرى في المثال السابق فبين ٥٠، ١٥ يوجد ١،٥٥، ٢ والدرجات الست الأخرى في المثال السابق فبين ٥٠، ٨،٥٠، ٨،٥٠، حتى ١٥. وهكذا يتضبح لنا الاتصال على النحو السابق بين كل درجة والأخرى ونجد مثل هذا الاتصال ، بشكل أدق لو أردنا قياس السمات الفسيولوجية والسرعة في المجري . . . إلخ .

٢ ـ القيم المتفصلة:

إلا أنه ينبغي أن نعلم أن دراسة الظواهر المتعلقة بالإنسان وبظروفه الاقتصادية والاجتماعية والنفسية لا تتضمن باستمرار هذا البعد المتصل Continuous dimension . فهناك الكثير من الجوانب أو النواحي التي لا يمكن قياسها قياساً كمياً على النحو السابق ونطلق على هذه النواحي أو الجوانب بالقيم المنفصلة .Viscrete V أن كل جأنب قائم بنفسه وبذاته ليس له صلة بباقي الجوانب أو النواحي. فإذا أراد باحث معرفة كل من الحالة التعليمية وتقديرات الكفاءة في العمل والحالة الاجتماعية لمجموعة من العمال يقوم بدراستهم نفسياً أو اجتماعياً فإنه يجد توزيع هذه الجوانب على النحو التالى:

وني الكفاءة في العمل يجد	فغي الحالة التعليمية بجد هناك
التقديرات:	هذه القيم:
ممتاز	۱ ــ أمي: لا يقرأ ولا يكتب
جید جداً	۲ ــ يقرأ ويكتب
جيد	۳ ـ إبتدائية
متوسط	٤ ـ إعدادية
أقل من المتوسط	ە _ ئانوية
ضعيف	٦ _ جامعية
	۷ ـ شهادات علیا

وليس ذلك فقط بالنسبة للحالة التعليمية والكفاءة في العمل بل فإنه يجد في بعض الفئات فئات أخرى ففي الثانوي يجد ثانوية عامة وثانوية صناعية وثانوية تجارية ، وكما هو واضح يوجد عدم اتصال بين كل فئة أخرى فلا يوجد بين الأمي والذي يقرأ ويكتب نصف أمي أو يقرأ ويكتب نص نص وهكذا . . .

كما أنه في مثال الحالة الاجتماعية نجد هذه الفثات:

- ١ _ أعزب.
- ¥ _ متزوج.
- ٣ _ مطلق .
- ٤ ـ أرمل.

ويتضح لنا في ذلك المثال أيضاً الانفصال التام بين كل فئة والأخرى.

والخلاصة أن الباحث في مجال دراسته يجد نفسه بصدد نوعين من القيم: قيم متصلة وقيم منفصلة.

المتوزيع التكراري

۱ - توزيع القيم توزيعاً تكرارياً: يعتبر التوزيع التكراري Frequency وسيلة لتجميع الدرجات المتقاربة في فشات أو تصنيفها في أقسام والتوزيع التكراري على هذا النحو يعطى صورة عن توزيع الصفة أو الظاهرة التي يقوم الباحث بدراستها والخصائص المختلفة التي تتميز بها.

ويوضح المثال الآتي هذا الكلام: قام باحث بدراسة للكشف عن القدرة على التذكر Remember لدى مجموعة من الأطفال عددهم خمسون طفلاً وكانت درجاتهم على النحو الآتي:

14	10	11	٦	٨
7	٣	•	1.	14
٨	14	1.4	٧,	4
17	Y	۱v	10	10
19	11	4	17	1 8
41	11	٥	٨	14
10	1.	14	11	14
صفر	4	٦	17	صفر
1 4	14	17	71	٥
٧	17	17	4.	14

والدرجات السابقة بصورتها تلك لا تصلح في تفسير أو دراسة موضوع التذكر، لدى الأطفال على النحو السابق أو في معرفة مدى ملائمة اختبار التذكر الذي استخدمه الباحث لمستوى أعمار الأطفال.

٢ ـ الجدول المتكراري: ولهذا يلجأ الباحث إلى وضع هذه القيم في

جدول تكراري يتضمن عدة فئات كل فئة تحوي الدرجات المتقاربة في قيمها. ويشبه الجدول التكراري الفراز الذي يقوم بوضع البرتقال في عدة صناديق حسب حجم البرتقال فيضع مشلاً البرتقال الصغير الحجم في الصندوق الأول والبرتقال المتوسط الحجم في الصندوق الثاني والبرتقال الكبير الحجم في الصندوق الثالث وهكذا. ويتضمن الجدول التكراري ثلاثة أعمدة: العمود الأول خاص بالغثات، والعمود الثاني خاص بالعلامات، والعمود الثالث خاص بالتكرارات، وتتضمن الفئة حدين: الحد الأعلى للفئة والحد الأدنى للفئة ويطلق على الفرق بينهما بمدى الفئة أي المسافة أو البعد Distance بين بداية ونهاية الفئة ومدى الفئة (أو طول الفئة).

مدى الفئة ﴿ الحد الأعلى للفئة . الحد الأدنى للفئة + ١

أو هي الفرق بين الحد الأدنى للفئة والحد الأدنى للفئة التي تليها .

ونستطيع وضع الدرجات السابقة في جدول تكراري على هذا النحو متضمناً في أعمدته الثلاث: الفئات والعلامات والتكرارات:

التكرار (ك)	العلامات	الفئات
۲	//	صفر ـ ١
۲	//	٧- ٢
۲	//	· 0_£
ā	1///	, Y _7
*	M	٩_٨
*	144	1 - 1 -
*	144	17-17
٧	11144	10.18
Y	IIM	14~17
ø	1111	14-14
Y ,	//	Y1 - Y*
٥٠	لتـكرارات عجـك)	مجمسوع

ويلاحظ أن الباحث في إعداده للجدول التكراري عند استخدامه في توزيع الدرجات يتبع الخطوات الآتية:

- ١ ـ قام بتحديد أعلى قيمة وأدنى قيمة وأعلى قيمة في المثال السباق
 (٢١) . . . وأدنى قيمة (صفراً) .
- ٢ ـ قام بعد ذلك بتصنيف الدرجات في مجموعة من الفئات كل فئة تشتمل
 على عدد من الدرجات المتقاربة في القيمة مع بعضها البعض.
- ٣ ـ قام في كل فئة بتحديد عدد الأطفال الذين يحصلون على درجات في
 اختبار التذكر على النحو الآتي:

كم طفل يحصل على درجة ما بين صفر ... ١ فئة أولى .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢ ـ ٣ فئة ثانية .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢ ـ ٧ فئة ثائية .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ٦ ـ ٧ فئة رابعة .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ١ - ١ فئة خامسة .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ١ - ١ ا فئة سادسة .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ١ - ١ ا فئة ثامنة .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ١ - ١ ا فئة تاسعة .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ١ - ١ ا فئة تاسعة .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ١ - ١ فئة تاسعة .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ١ - ١ ا فئة تاسعة .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ١ - ١ ا فئة أحدى عشرة .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٠ ـ ١ ا فئة أثني عشرة .

كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٠ ـ ١ ا فئة أثني عشرة .

مثلاً: الحد الأول من الفئة الأولى يبدأ من صفر وينتهي عند ١ واحد. ويمثل الجدول الآتي الحدود العليا والحدود الدنيا للفثان :

ات	. 1	
حدود عليا	حدود دنیا	
1	صفر	صفر ـ
۳	٧	Y
6	ŧ	£
v	٦	- T
٩	٨	~A
11	١.	1 ·
14"	۱۲	\ Y
10	11	-16
۱۷	14	1 T
14	14	- 1A
Y1	γ.	- Y•

٤ - عند تحديد عدد الأطفال في كل فئة يقوم الباحث بوضع علامة (/) لتعبر عن عدد الأطفال، وكل علامة تشير لطفل واحد وعندما يصل عدد العلامات إلى أربعة كالآتي: //// ويضاف إليها علامة خامسة فإنها توضع على الأربع علامات على النحو الآتي: ////. وتسمى هذه المجموعة من العلامات بالحزمة وتشير إلى مجموعة من الأفراد عددهم خمسة. ويلجأ الباحث لذلك تسهيلاً لعملية العد للتكرارات في النهاية ومنعاً للوقوع في الخطأ.

هـ يقوم الباحث بعد ذلك بترجمة هذه العلامات والحزم إلى أرقام
 لتوضع في العمود الأخير من الجدول التكراري وهو عمود التكرارات.

٦ .. يتم جمع كل التكرارات الموجودة أمام الفثات ويجب أن يكون

مجموع التكرارات مساوياً لعدد الأشخاص (في مثالنا ٥٠ خمسين طفلاً). فإذا لم يكن مساوياً لعدد الأشخاص يقوم الباحث بمراجعة تصنيفه للدرجات مرة أخرى.

٧ ـ ويتفق معظم الباحثين على إعطاء رمـز ك للتكرارات، عجـ ك لمجموع التكرارات، ف للفثة، ع للعلامات

٨ .. يحسب مركز الفئة بجمع الحد الأدنى للفئة الأولى مع الحد الأدنى
 للفئة الثانية ويتم قسمة حاصل الجمع على اثنين على النحو الآتي:

مركز الفئة = الحد الأدنى للفئة الأولى + الحد الأدنى للفئة الثانية

٩ ـ ويتضح فيما يلي مراكز الفتات في المثال السابق:

	* * * * * * * * * * * * * * * * * * * *	
مركز الفئة	حساب مركز الفثة	الفئة
١	= Y = Y + y	صفر ـ
٣	- } - ! + '	Y
o	- 1 - 1 - 1	- \$
٧	= 1£ = A+7	-4
4	= 1½ = 7· ÷ 4	- ^
11	$=\frac{\sqrt{\lambda}}{\sqrt{\lambda}}=\frac{1}{\sqrt{\lambda}}+\frac{\lambda}{\sqrt{\lambda}}$	-11
۱۳	- X J - 1£ L 1X	-17
10	- L. - 11 + 18	18
۱۷	= 1 <u>t = 10 + 17</u>	-17
14	" <u> </u>	- 14
*1	= * 	_ **
<u> </u>		

١٠ ــ و بلاحظ في الفئة الأخيرة أنه قد تم جمعها مع الفئة المتوقع أن تكون بعدها (و إن لم يكن هناك درجة ٢٢ في المثال السابق) لحساب مركز هذه الفئة .

ولعلم قد اتضح في الأذهان فائدة وقيمة توزيع الدرجات في جدول تكراري ففي المثال السابق تبينت لنا هذه الحقائق:

- ١ معظم الأطفال قد حصلوا على درجات متوسطة في اختبار التذكر.
 فنجد أن عددهم يزداد أمام الفئات ٦، ٨، ١٠، ١٢، ١٤، ١٧ أي أن
 عدد الأطفال الذين حصلوا على درجات بين ٦-١٧ يبلغ ٣٧ طفلاً.
- ٢ ـ أن مجموعة صغيرة من الأطفال قد حصلت على درجات منخفضة في الفثات ٣ ستة أطفال وهم الفثات ٣ ستة أطفال وهم الأطفال الذين حصلوا على درجات بين صفر ـ ٥.
- ٣ ـ أن مجموعة صغيرة أيضاً منهم قد حصلت على درجات مرتفعة أو على
 أعلى الدرجات أمام الفئتين ١٨، ٢٠ ويبلغ عددهم سبعة أطفال وهسم
 الأطفال الذين حصلوا على درجات بين ١٦، ٢١.

وبهذا الشكل يتبين أن الجدول التكراري قد أعطى وصفاً لتوزيع درجات اختبار التذكر بين مجموعة من ٥٠ خمسين طفلاً كنا نعجز عن معرفته بدون ذلك.

٣-التكرار النسبي: لا يكتفي الباحث في وصفه لظاهرة من الظواهر بما توصل إليه من توزيعه للقيم الخاصة بها في الجدول التكراري. بل يحتاج إلى جانب ذلك أن يعرف نسبة كل تكرار مقابل لكل فئة إلى التكرار الكلي ويظلق على هذا التكرار بالتكرار النسبي.

التكرار النسبي = تكرار الفئة مجموع التكرارات غدالتكرار المثوي: وإلى جانب التكرار النسي يحتاج الباحث إلى معرفة التكرار المثوي أي النسبة المثوية لكل تكرار مقابل لكل فتة من الفئات المختلفة في الجدول. فإذا أراد الباحث مثلاً معرفة النسبة المثوية للأفراد اللين حصلوا على درجات ما بين A-P في الجدول السابق قام بقسمة عدد التكرارات المقابلة لفئة هذه الدرجات على مجموع التكرارات وضرب خارج القسمة \times 100 على النحو الآتي:

التكرار المتوي = مجموع التكرارات ٢٠٠ ×

وفي الفئة ٨_في المثال السابق التكرار المئوي = $\frac{7}{6}$ × ١٠٠ = ٢٢٪

مثال :

فيما يلي أجور مجموعة من العمال بإحمدى الشركات عددهم • ه خمسين عاملاً:

11 14 YY 1Y Y1 13 11 Y+ 10 44 74 YA . T1 T0 TV 1. T. 00 YA. 44 17 ۲V Yź 44 17 £7 40 1V 41 77 ΦY 71 44 4. EI £+ Y7 YE 17 74 YY 17 11 ٤V 14 77

ويتضح في الجدول الآتي التوزيع التكراري والتكرار النسبي والتكرار المثوي لهذه الأجور:

التــكرارالمئوي	النسكرار النسيي	些	العلامات(ع)	فئات (ٺ)
7.1	٠,٠٦ = ٣	*	111	-1.
21A	٠,١٨ - ١	•	IIIIIHI	_ 10
713	•,\1= <u>A</u>	٨	IIITHU	- 4+
% 1.6	1,11= X	V	1174	_ 40
%\ Y	٠,١٢= ـــــ	٦	1744	-4.
7.5 •	٠,١٠ = ٥٠	•	, 440	_40
%•A	٠,٠٨ = ا	٤	1111	- 5 •
r+X	٠,٠٠ - ا	۳	1//	- 20
Z+\$.,	Y	11	_0+
X+ #	, . Y	١,	/	_00
7.• ¥	٠,٠٢ - ا	١	/	-1.
7.+ Y	٠,٠٢	١	/	-10
Z1++	عجدك نسبي = ١	٥٠	شاجعة	

ويلاحظ في الجدول السابق ما يلى:

- ١ ـ أن مجدث مساوياً لعند العمال (٥٠) مما يدل على دقة حساب التوزيم.
 - ٧ ـ أن مجدك النسبي واحد صحيح.
 - ٣ ـ أن مجموع له المثوي ماثة.
- اضاف هذا الجدول بما تضمنه من بيانات جديدة عن التكرار النسبي
 والتكرار المئوي ملامح جديدة عما يريد الباحث دراسته تتمثل في:
- أ_معرفة النسب المثوية للأفراد اللين يحصلون على درجة ما. فإذا أراد الباحث أن يعرف النسبة المثوية للأفراد اللين حصلوا على درجات عند الفئة ٣٥ وجد أن نسبيتهم ٨٪.
- ب ـ يزيد من توضيع توزيع الأجور بين العمال. فيجيب الجدول

للباحث عن كثير من التساؤلات التي قد تتبادر إلى ذهنه مثل:

١ ما هي النسبة المتوية للأفراد الذين يحصلون على أجور مرتفعة؟
 ٢ ما هي النسبة المتوية للأفراد الذين يحصلون على أجور منخفضة؟
 ٣ ما هي النسبة المثوية للأفراد الذين يحصلون على أجور متوسطة؟

وبطبيعة الحال فإن الإجابة على الأسئلة السابقة والتي توجد في المحدول توجه نظر المسؤولين بالشركة لمعرفة علاقة توزيع الأجور على النحو السابق بالكفاية الإنتاجية كالغياب عن العمل والتمارض والأداء في العمل والوقوع في الحوادث. بمعنى هل النسبة المشوية للأفراد المدين يحصلون على أجور منخفضة كثيري الغياب والتمارض؟. فتقوم الشركة بتحسين أجورهم وحالتهم الاقتصادية للإقلال من غيابهم وتمارضهم . . . وبذلك نكون قد جنينا فائدة تطبيقية من مجرد توزيع أجور العمال ومعرفة النسب والتكرارات المتوية لذلك التوزيع .

التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع النازل

١ ـ التكرار المتجمع الصاعد: بحتاج الباحث في كثير من الأحيان أن
 يحدد من خلال التوزيع التكراري نسبة عدد الأفراد اللين تقل درجاتهم أو
 تزيد عن حد معين .

وفي الحالة الأولى: أي عندما يريد الباحث معرفة نسبة عدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن حد معين فإنه في هذه الحالة يقوم بتحديد:

أ .. الحد الأعلى للفئة.

ب .. التّكرار المتجمع الصاعد.

جـ .. التكرار المتجمع الصاعد النسبي .

د - التكرار المتجمع الصاعد المثري،

وفيما يلي أحد الجداول التكرارية والتي تمشل درجات ٥٠ خمسين طالباً في اختبار الذكاء اللفظي Verbal Intelligence وقد وضح فيه الحد

ڭىتجىسى صاھىدىئوي	ڭەتجىم صاھدنسسىي	كِ متجمسع محاقسد	الحدالأعلى للفشة	التكرار	الفثبات
£	٠,٠٤	Y	٤٣,٥	Y	14-1.
4.5	٠,٣٤	17	۵,۷	10	£V ££
٧ŧ	٠,٧٤	47	01,0	¥ *	01-EA
44	۰,4۲	£ 3	00,0	4	00_0Y
١٠٠	١,٠٠	٥.	. 09,0	t	POPO
				۰۵	¢

الأعلى للفئة والتكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع الصاعد النسبي والتكرار المتجمع عصاعد المثوي.

وسنقوم بتوضيح كل جزء من أجزاء هذا الجدول وكيفية الحصول عليه:

۱ ... بالنسبة للعمود الأول وهو عمود الفتات (ف) فقد سبق الكلام عنه وقد وضع به الحد الأدنى والحد الأعلى للفئة ليتسنى الحصول على الحد الأعلى للفئة (العمود الثالث) لمثل هذه التكرارات المتجمعة الصاعدة من خلالهما.

٢ ـ العمود الثاني وبه تكرارات الفئات.

٣ ـ العمود الثالث وبه الحد الأعلى للفئة وقد تم تحديد الحد الأعلى
 للفئة الأولى بإضافة نصف الفرق بين الحد الأعلى للفئة (وهو ٤٣) والحد

الأدنى للفئة الثانية (وهو £٤) إلى الحد الأعلى للفئة الأولى (٤٣) وينضح هذا الكلام فيما يلي:

وبعد حساب الحد الأعلى للفئة الأولى يسهل تحديد الحد الأعلى للفئة النائية وذلك بإضافة مدى الفئة (وهو هنا ٤) على المحد الأعلى للفئة الأولى فيصير المحد الأعلى للفئة الثانية ٥٧٥. وللفئة الثائلة ٥،٥٥ وللفئة الرابعة ٥،٥٥ وللفئة الأخيرة ٥،٥٥ كما هو واضح من المجدول.

٤ .. العمود الرابع به التكرار المتجمع الصاعد (ك متجمع صاعد). ويحسب التكرار المتجمع الصاعد بوضع التكرار المقابل للفئة الأولى ليكون أول تكرار متجمع صاعد في العمود الرابع وهو هنا التكرار المتجمع الصاعد ٢ ويشير لعدد الأفراد اللين تقبل درجاتهم عن ٥,٤٣، ثم يحسب التكرار المتجمع الصاعد للفئة الثانية بإضافة تكرارها إلى التكرار المتجمع للفئة الأولى. وهكذا يتم حساب التكرار المتجمع لباقي الفئات ويسير ذلك كما يلى:

ك متجمع صاعد	ڭ	ف
Y	Y	£4. £+
17	10	£Y = ££
YV	Y .	43 - f4
£7 e	*	90 _ 0Y
0.4		70 Po

ويشير التكرار للتجمع الصاعد ١٧ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥ .٤٧.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٣٧ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥١,٥٠.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٤٦ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥٥,٥٥.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٥٠ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥٠٥٩,٥ وهكذا.

العمود الخامس وبه التكرار المتجمع الصاعد النسبي ويتم الحصول على هذا التكرار بقسمة التكرار المتجمع الصاعد لكل فشة على مجموع التكرارات. فمثلاً التكرار المتجمع الصاعد النسبي للفشة الأولى ٠٤, تم الحصول عليه كما يلي:

 $\frac{V}{16}$ = \$. . . والتكسرار المتجمع الصاعد النسبي للفئة الشانية تم الحصول عليه كما يلي $\frac{V}{16}$ = \$ وهكذا .

٦ - العمود السادس وبه التكرار المتجمع الصاعد المئوي ويشم الحصول على هذا التكرار بقسمة التكرار المتجمع الصاعد لكل فشة على مجموع التكرارات مضروباً في مائة. . . فمثلاً التكرار المتجمع الصاعد المثوى للفئة الأولى يحسب كما يلى:

ويشير التكرار المتجمع الصاعد المثوي للنسبة المثوية لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن الحد الأعلى للفئة (في العمود الثالث) فمثلاً التكرار

Y - التكرار المتجمع النازل: رأينا في الكلام عن التكررا المتجمع الصاعد كيفية الاستفادة منه في البحوث المختلفة وتتركز تلك الاستفادة في معرفة عدد أو نسبة أو النسبة المثوية للأفراد الذين تقل درجاتهم عن حد معين. ويحتاج الباحث بالإضافة إلى ذلك معرفة عدد، أو نسبة، أو النسبة المثوية للأفراد الذين تزيد درجاتهم عن حد معين ويكون ذلك من خلال التكرار المتجمع النازل وفي هذه الحالة يقوم الباحث بتحديد:

أ .. الحد الأدنى للفئة .

ب ـ التكرار المتجمع النازل.

ج _ التكرار المتجمع النازل النسبي .

د ـ التكرار المتجمع النازل المئوي

وتطبيق هذا الكلام على الجدول التكرار السابق:

التسكرارالمتجمع الثازل النسبي	التكرار المتجمع النازل	الحد الأدنى اللنة	ij	j
1,	٠.	۵, ۹۳	Y	٤٣ ٤٠
•,4%	ŧ۸	14,0	10	£V~££
٠,٦٦	77	۵,۷	۲۰	91 - EA
•. **	١٣	۵۱٫۵	4	00-07
٠,٨	ŧ	۵0,۵	ŧ	09-04
	النازل النسبي ۱,۰۰ ۲۹,۰ ۲۲,۰	المتجمع النازل النسي النازل ۱٫۰۰ ه. ۱٫۰۰ ۴۸ ۳۳ ۲۲۰۰	الأدنى المتجمع النازل النسبي النازل النسبي النازل النسبي النازل النسبي م. ١,٠٠ ه. ٩٩.٥ ه. ٩٩.٥ ه. ٩٩.٠ ه. ٩٩.٠ ه. ٩٩.٠ ه. ٩٩.٠ ١٠٠٠ ه. ٩٩.٠ ١٠٠٠ ه. ٩٩.٠ ١٠٠٠ ١٠٠٠ ١٠٠٠ ١٠٠٠ ١٠٠٠ ١٠٠٠ ١٠٠	الأدنى المتجمع التحرار, تعجمع التحرار, تعجمع النازل النسبي النسبي النازل النازل النسبي النازل النازل النسبي النازل النازل النسبي النازل النسبي النازل النسبي النازل النسبي النسب

ويتضمن الجدول التكراري للتكرار المتجمع النازل نفس الأعمدة الموجودة في التكرار المتجمع الصاعدمع اختلاف في التسمية. ونوضح فيما يلي كيفية الحصول على البيانات الموجودة في كل عمود من الأعمدة السابقة:

١ ـ العمود الأول وبه الفئات حدودها العليا والدنيا.

٢ ـ العمود الثاني وبه التكرارات.

٣ ــ العمود الثالث وبه المحد الأدنى للفئات ويحدد الحد الأدنى للفئة بطرح نصف الفرق بين الحد الأعلى للفئة الأولى والمحد الأدنى للفئة الثانية من الحد الأدنى للفئة الأولى ويتم حساب ذلك كما يلى:

٤٤ أي الحد الأدنى للفئة الثانية - ٣٣ أي الحد الأعلى للفئة الأولى - ٤٠

الحد الأدنى للفئة الأولى = ٥,٠ - ٠٠ = ٣٩,٥

ومتى تم تحديد الحد الأدنى للفئة الأولى على النحو السابق فإنه يتم تحديد الحد الأدنى لكل فئة بإضافة مدى الفئة للحد الأدنى للفئة السابقة فيكون الحد الأدنى للفئة الثانية هو ٥, ٣٩ + ٤ = ٥, ٤٣، والحد الأدنى للفئة الثانية .

هو ٢٠,٥ + ٤ = ٥,٠٥، الحد الأدنى للفئة الرابعة. هو ٢٥,٥ + ٤ = ٥,٠٥، والحد الأدنى للفئة الأخيرة. هو ١,٥٥ + ٤ = ٥,٥٥.

٤ ـ العمود الرابع وهو الخاص بالتكرار المتجمع النازل. ويتم حساب التكرار المتجمع النازل ابتداء من الفئة الأخيرة. فيكون التكرار المتجمع النازل للفئة الأخيرة هو نفس التكرار الأصلي لهذه الفئة. والتكرار المتجمع للفئة التي تليها (٥٢ ـ ٥٥) يكون بإضافة التكرار المتجمع النازل

للفئة السابقة (٥٦ ـ ٥٩) وهو ٤ إلى التكرار الأصلي لهذه الفئة وهو ٩ فيكون التكرار المتجمع النازل لهذه الفئة ١٣ وهكذا باقي الفئات ممكن أن يسير على النحو السابق والنحو التالي:

ڭ متجمسع ناز ل	4	ف
سبسته ۵۰	± Y	£4-£1
٤٨	<u>+1</u> 0	£V_££
77	ŦY.	43 £A
11	+	00-04
٤ ــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	<u> </u>	04_07

والعمود الخامس ويشير إلى نسبة التكرار المتجمع النازل لكل فئة بالنسبة للتكرار الكلي فمثلاً التكرار الكلي فمثلاً التكرار الكلي فمثلاً التكرار الكلي بنه المتجمع النازل للفئة الأولى وهو • ه نسبة إلى التكرار الكلي بنه المتجمع النازل للفئة الأولى وهو • ه نسبة إلى التكرار الكلي بنه التكرار الكلي .

العمود السادس ويشير إلى النسبة المشوية للتكرار المتجمع النازل في كل فئة ويحسب بقسمة هذا التكرار الكلي ثم يتم ضرب الناتج في مائة فمثلاً التكرار المتجمع النازل للفشة الأولى وهمو 0 يكون التكرار المتجمع النازل للفشة $\frac{1}{2}$ × $\frac{1}{2}$ وهكذا يتم حساب باقي التكرارات .

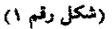
رابعاً توضيح المعلومات بالرسم

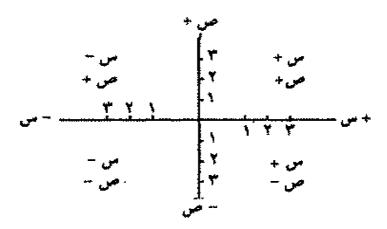
من خلال ما سبق عرضه عن الجدول التكراري تبين ما أضافه هذا الجدول من معرفة لم تكن في إمكاننا أو لدينا قبل إجراء هذا التوزيع . وبالإضافة لذلك نجد أن الباحث لا يكتفي بعرض المعلومات التي جمعها عن الظاهرة التسي قام بدراستها في جدول تكراري بل يقوم بتسوضيح المعلومات باستخدام أسلوب آخر من أساليب التوضيح وهو الرسم . فالرسم يزيد من توضيح التوزيع أكثر من الاقتصار على الجدول التكراري وحده ، كما أن الرسم بالإضافة لذلك يعطي فكرة عامة عن توزيع القيم بمجرد النظر للرسم .

محاور تمثيل المعلومات بالرسم

يستعمل في الرسم التوضيحي أو البياني محوران متعامدان وهما: المحور الأفقي ويطلق عليه المحور السيني. المحور الرأسي ويطلق عليه المحور الصادي.

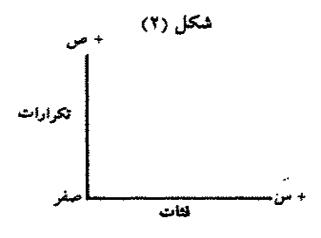
ويتضح هذان المحوران في الشكل رقم (١) الآتي:





ولكل محور من المحورين السابقين طرفين أحدهما سالب والآخر موجب. كما أن منطقة التقاء المحورين هي المنطقة الصفرية التي يبدأ عندها توزيع الدرجات سواء كان ذلك بصورة موجبة (الطرف الموجب) أو بصورة سالبة (الطرف السالب).

ونظراً لأن أغلب موضوعات هذا المنهج «مبادىء الإحصاء» تقوم على أساس استخدام متغير واحد فقط One Variable فإننا لن نحتاج في توضيح المعلومات بالرسم سوى لجزء واحد فقط من أجزاء الرسم السابق وهو الجزء س + ، ص + والذي يتمثل في الشكل رقم (٢)



ويتم وضع الفئات على المحور السيني، والتكرارات على المحور الصادي وفي العادة يكون تمثيل المعلومات بالرسم على ورق مربعات فتمثل كل فئة بواحد سنتيمتر، وكل تكرار بواحد سنتيمتر أيضاً، لكن ذلك يتغير حسب عدد الفئات وحسب أكبر تكرار في الجدول التكراري من جهة وحسب المساحة التي سيتم توضيح الرسم عليها من جهة أخرى،

طرق توضيع المعلومات بالرسم

هناك عدة طرق يستخدمها الباحثون لتوضيح المعلومات والبيانات ألتي يحصلون عليها من بحوثهم وهذه الطرق هي:

- ۱ المضلع التكراري Frequency Polygon
 - ۲ ـ المنحنى التكراري Frequency Curve
- ٣ ـ المدرج التكراري Frequency Histogram
- 4 _ المنحنى المتجمع الصاعد Ascending Cumulative Curve
- ه _ المنحنى المتجمع النازل Descending Cumulative Curve
- ٣ _ المنحنى الاعتدالي النموذجي. Normal Distribution Curve

١ .. المضلع التكراري

يستخدم نفس الأساس السابق الكلام عنه في رسم المضلع التكراري. ونورد فيما يلي مثالاً لدراسة أجراها أحد الباحثين على مجموعة من تلاميذ التدريب المهني عددهم ٥٠ تلميذاً مهنياً Apprenticeship بهدف قياس مهارة الأصابع Finger dexterity باختبار أوكونر Oconer لمهارة الأصابع:

٥٨	٥٤	77	۰۷	77	77	07	77	٦.	٥٥
۲.	09	3.7	**	٥Λ	٥٧	٥٥	11	Y 3	££
79	17	٣٨	**	٦٨	**	13	۲۵	٤٥	į o
41	٤٨	7 .	٤٧	40	00	*7	٤١	ŧΥ	40
29	øį	۱۲	٥٣	۲V	٥Y	ź٠	٠٩	£٣	۰۵

ويوضح الجدول الأتي توزيع هذه الدرجات والتكرار النسبي والتكرار المثوي لهذه الدرجات وذلك تمهيداً لرسم المضلع التكراري.

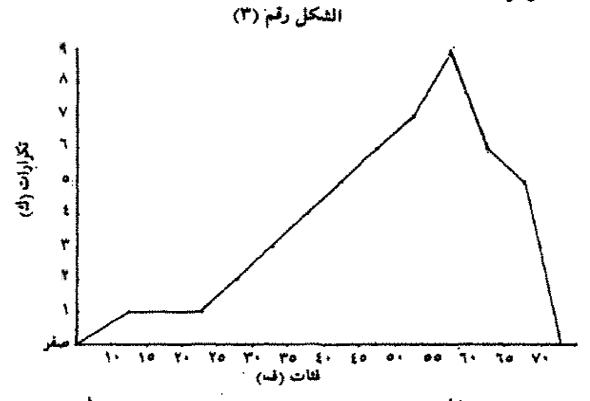
ڭ مئوي	ك تسبي	1	ع	ٺ
7/.4	*, • Y = 7.	1	1	- 1 •
7. Y	• , • Y = d .	١	/	-10
7. Y	٠,٠٢ = ما	\	/	¥•
7,€	· , · £ = 1	۲	//	Yo
7.3	* , * 7 = V	٣	///	-٣٠
% A	٠,٠٨ = ٠	£	1111	_40
7/11	·, \ · = 4.	4	417	- £ ·
XVA	بي = ۱۲۰۰	٦,	1441	_ £0
7.16	·,\{ = \frac{\frac{1}{2}}{2}}	v	11411	_0.
7.18	٠, ١٨ = ٩	•	1111411	00
7.14	٠,١٢ = ٦.	٦	1411	٦·
7.11	· , \ · = 0	٥	411	~ TO
7.1++	١,٠٠	٥٠	عمك	

ولتمثيل المعلومات السابقة في الجدول بيانياً يقوم الباحث بتحديد النواحي الآتية :

١ ـ عدد الفتات وهي في المثال السابق ١٢ اثني عشر فتة .

٧ ـ أكبر تكراز في الجدول هو التكرار ٩.

ويفيد تحديد هاتين الناحيتين في إعطاء كل فشة أو كل تكرار واحد سنتيمتر أو أكثر من ذلك. أو تمثيل كل تكرارين أو كل ثلاث تكرارات أو كل أربعة تكرارات أو كل خمس تكرارات بواحد سنتيمتر حسب المساحة. الموجودة.



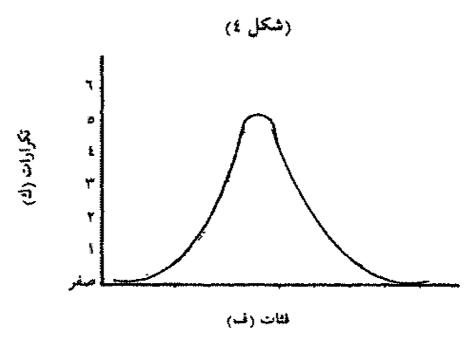
ويلاحظ أنه قد اتبع في رسم المضلع التكراري الخطوات الأثية: ١ _ مثلت الفثات على المحور السيني (ف) والتكرارات على المحور: الأفقي (ك). ٧ ـ مثلت كل فئة بواحد سنتيمتر وكل تكرار بواحد سنتيمتر أيضاً.

٣ ــ وضعت نقطة حولها دائرة فوق منتصف الفئة (مركز الفئة). وأمام التكرار المقابل لهذه الفئة. والسبب في وضع النقطة في مركز الفئية وليس فوقها مباشرة هو أن التكرار موزع على مدى الفئة كلها.

٤ ـ تم توصيل النقطة بعضها بالبعض الآخر بخطوط مستقيمة ابتداء
 من الصفر، وتم إسقاط النقطة التي تعبر عن آخر تكرار على الفئة التالية للفئة
 ٩٥ ـ وهي الفئة ٧٠ ـ .

أ ـ تعديل المضلع التكراري Smoothing of Polygon

نجد في الشكل (٣) أنه لا يتمشى مع المنحنى الاعتدالي النعوذجي المنحنى المنحنى المنحنى المنحنى الذي يشبه الجرس تقريباً وفيه وجد الأغلبية في الوسطوأقلية في كل من الطرفين كما يتضح في الشكل (٤) التالى:



ب . أسباب عدم تطابق المضلع مع المنحني الاعتدالي:

وينشأ عدم تطابق أو تقارب المضلع التكراري (أو المنحنى المدرج التكراري) من المنحني الاعتدالي لعيوب في:

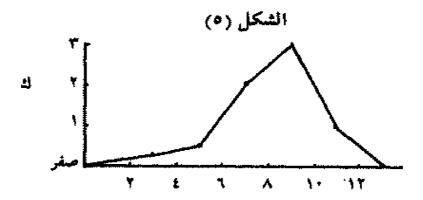
أ .. اختيار العينة Sample التي طبق عليها البحث.

ب _ الاختبار الذي طبق على أفراد العينة .

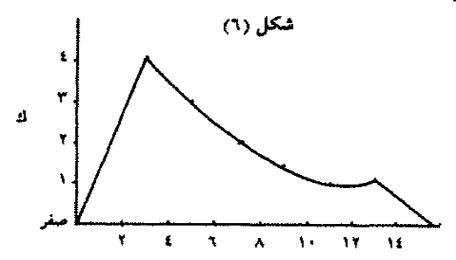
جـ ـ طبيعة توزيع الصفة أو السمة أو المهارة أو الاتجاه اللهي يتسم قياسه.

أ العيشة: فبالنسبة للعينسة فمسن المحتمسل أن لا تكون معثلسة Representative تعثيلاً مناسباً للمجتمع الأصلى Population التي اختيرت منه، ولعدم اتباع القواعد المعروفة في اختيار العينات، أو لعدم استخدام أحد طرق الاختيار كالطريقة العشوائية Random sample حيث يتوفر فيها عدم التحيز Unbiased ، أو الطريقة المقيدة Controlled Sample والتي تكون فيها العينة مشروطة بشروط وبخصائص معينة، أو بطريقة العينة العلبقية العينة مشروطة بشروط وبخصائص معينة، أو بطريقة العينة العلبقية Stratified Sample.

ب ـ الاختبار: أما بالنسبة للاختبار فمن المحتمل أن لا يكون مناسباً لمستوى تعليم وأعمار أفراد العينة فإذا كان الاختبار أقل من مستوى أفراد العينة توقعنا أن يجيب عليه معظم الأفراد إجابات سليمة وقلة منهم هم الذين يغشلون في حل أستلة الاختبار ويحصلون على درجات منخفضة ويكون مضلع (أو منحنى أو مدرج) توزيع الدرجات في هذه الحالة ملتوياً نحو القيم الكبيرة ويوصف بأنه سالب الالتواء Negatively Skewod كما في الشكل (6).



أما إذ كان الاختبار أعلى من مستوى الأفراد (أي صعباً) فإننا نتوقع أن يحصل عدد قليل منهم على درجات مرتفعة وباقي الأفراد على درجات منخفضة ويكون مضلع توزيع الدرجات في هذه الحالة ملتوياً نحو القيم الصغيرة أي موجب الالتواء Positively Skewed كما في الشكل (٦).



جـ طبيعة الصفة المقاسة: وقد ينشأ العيب في المضلع لأن طبيعة توزيع السمة المقاسة أو الاتجاه المقاس في المجتمع تسير في هذا الاتجاه وعلى هذا النحو. فلو قام باحث بقياس المذكاء لدى مجموعة من ضعاف العقول Mental Defective فإن النتيجة تكون على شكل توزيع تكراري موجب الالتواء كما في الشكل (٤) لأن معظمهم سيحصلون على درجات منخفضة في الذكاء.

جـ استخدام المتوسطات المتحركة في تعديل المضلع.

وبناءاً على ما سبق، ونظراً لأن الباحث الذي يقوم بإجراء دراسة علمية تقابله كثير من الصعوبات والمعوقات التي تحول دون أن يقوم بضبط شروط وظروف بحثه أو تجربته ضبطاً تاماً، وخاصة وأن موضوع الدراسة نفسه وهو الإنسان يتغير من حين لآخر، ويعيش في عالم متغير متحرك لا نستطيع أن نصفه بالثبات أو الجمسود. للبلك يلجساً الباحسث إلى عمسل تسسوية المعبوب التي به من التواءات أو تعدد القمم Multimodal Curve والتي نتجت كما سبق أن قلنا من تدخل عوامل لم يستطع الباحث أو المجرب التغلب عليها أو ضبطها من البداية.

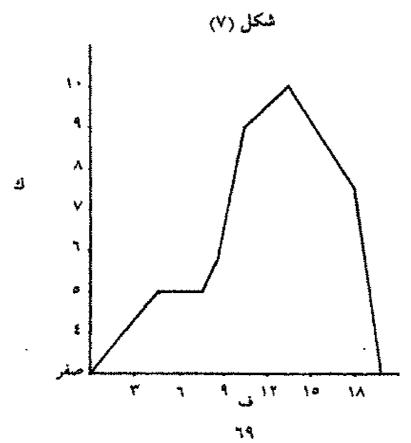
مثال لتعديل المضلع: أجرى باحث اختباراً لقياس القدرة على الفهم لدى مجموعة من الأفراد عددهم ٣٦ ستة وثلاثيين فرداً فكانت درجاتهم كما يلى:

4	1.	٧	3	14	١٤	10	٧	10
10	14	10	٥	14	٧	11	٨	1.
1 £	11	1.5	٣	10	4	11	٣	11
10	10	14	£	11	14	۱۳	£	14

وأول ما نقوم بإجرائه هو توزيع القيم السابقة في جدول تكراري، وذلك بتحديد أدنى قيمة وأعلى قيمة، وأعلى قيمة هنا هي (١٥) وأدنى قيمة هي (٣). ونحدد مدى للفئة بثلاثة. وبذلك يكون الجدول التكراري لتوزيع الدرجات السابقة كما يلى:

11	٤	ن ا
٥	744	-٣
0	M	۱ - ۳
٩	11111744	٩
١.	HHHH	-14
٧	IIM	-10
77	عـ ك	

فلو قمنا بتمثيل الجدول السابق باستخدام المضلع التكراري لوجدناه كما في الشكل الآتي (رقم ٧) ويلاحظ عليه وجود قمتان كما أنه ملتوي التواء موجباً.



والأسلوب المستخدم في عملية تعديل المضلع السابق يطلق عليه اسم المتوسطات المتحركة Runing or moving average وسنقوم بتطبيق عملية التعديل هذه على المثال السابق ثم نذكر بعدها مباشرة الخطوات التي سرنا عليها.

ك بعد التعديل	المتوسطات المتحركة	브	ن.
		(صفر)	
1,77 = 1,7	<u>- 4 - 4 - 4 - 4 - 4 - 4 - 4 - 4 - 4 - 4</u>	صفر	(صفر۔)
r, rr = r 1	ه + صفر + ۵ <u>۱</u>		-4
7,88=7 <u>1</u>	= 19 = 9 + 0 + 0	ø	³,
A = A, ++	- 71 - 1· + 0 + 1	4	٩
A, % * A * 7	<u> </u>	١.	-14
0,7V = 0. Y	<u>۱۷ + ۱۰ + صفر ۱۷ -</u> ۳ ' ۳	\	\o
7,77 = V <u>1</u>	<u>صفر + ۷ + صغر ۷</u> ۴	صفر (صفر)	(- \^)
۳٦		4*4	

خطوات التعديل:

١ ـ تم عمل جدول تكراري تركت فيه خانتين في أعلاء وخانتين في أسفله (سطران في أعلى. وسطران في أسفل الجدول).

٢ _ افترض وجود فئة _ في أول الفئات (صفر ..) وفئة في نهاية الفئات
 (٨٨ _) كما في العمود الأول من الجدول السابق .

وهذا الافتراض قائم على أساس تضمن العينة لأفراد حاصلين على درجات أدنى، وأفراد حاصلين على درجات أعلى مما في التوزيع الناتج عن الدراسة.

٣ ـ تم وضع تكرار قيمته صفراً أسام كل فشة من الفئتين الفرضيتين
 السابقتين كما في العمود الثاني من الجدول السابق أيضاً.

٤ ـ وضع في بداية ونهاية الجدول تكرارين صفريين آخرين. التكرار الأول قبل تكرار الفئة الفرضية صفر ـ والتكرار الثاني بعد تكرار الفئة الفرضية ١٨ــ

ه ... تم ابتداء من الفئة الفرضية الأولى (صفر) جمع كل ثلاث تكرارات معاً وقسمة حاصل الجمع على ثلاثة وهو عند التكرارات ويكون خارج القسمة وهو التكرار بعد التسوية فمثلاً في الفئة الأولى:

تم أخذ التكرار المقابل لها (صفر) والتكرار السابق (صفر) والتكرار التالى (ه) كما يلي:

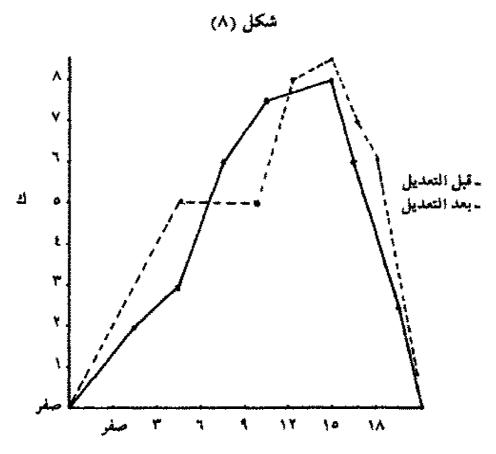
الفئة صفر - =
$$\frac{0}{4}$$
 الفئة صفر - = $\frac{0}{4}$ الفئة صفر - = $\frac{0}{4}$ ا

ومن الفئة ٣ ـ تم أخذ التكرار المقابل لها مباشرة (٥) والتكرار السابق (صفر) والتكرار التالي لها (٥) كما يلي :

٦ ـ يلاحظ تحويل الكسر الاعتيادي إلى كسر عشري لسهولة التعاسل
 عند جمع التكرارات بعد عملية التسوية . ويتفق عند عملية النحويل هذه أن

يساوي الثلث في خارج القسمة ٣٣, • والثلثين ٢٧, • ليكملامعاً واحد صحيح. ٧ ـ ويلاحظ ايضاً ان يكون مجموع التكرار بعد التعديل مساوياً للتكرار قبله ، ويتم التغاضي عن الفروق الصغيرة.

٨ ـ يُرسم المضلع التكراري للتكرارات قبل وبعد التعديل في شكل واحد شكل رقم (٨) لنستطيع المقارنة بينهما في وقت واحد. ويلاحظهنا أنه
 لا بد من عمل حساب مسافات للفئتين الفرضيتين الغئة صفر ـ ، والفئة ١٨ ـ .



٩ ـ وهكذا يتبين من شكل (٨) أن المنحنى بعد التعديل قد تخلص من
 كثير من العيوب الموجودة به كالالتواء وتعدد القمم واقترب من المنحنى
 الاعتدالي النموذجي.

د . المقارنة بين توزيعين تكرارين باستخدام المضلع التكراري:

أحياناً يجري الباحث دراسته على أكثر من مجموعة مثـل البنين، والبنات، والرجال، والإناث. . . إلخ. ويحتاج لعقد المقارنات المختلفة بين كل مجموعة وأخـرى للكشف عن طبيعة توزيع الدرجـات في تلك المجموعات.

ويلجأ الباحث للتوصل إلى ذلك إلى الرسومات البيانية لتعطيه فكرة سريعة عن ذلك أي عن الفرق بين المجموعتين في توزيع الصفة. إلا أن عينات الباحث لا تكون جميعها متساوية العدد، فهل يعقد مقارنة بين مجموعتين أحدهما عددها ٥٠ خمسون طفلاً والاخرى عددها ٥٠٠ خمسمائة دون أن يجري أي معالجات على التوزيع التكراري لهما؟ وسواء كان ذلك في حالة اختلاف العدد في المجموعتين بين توزيعين تكرارين أم في حالة عدم اختلاف.

وسنرى فيما يلي مثالين للمقارنة بين توزيعين تكرارين في كل حالة من هذه الأحوال:

١ ـ المقارنة بين توزيعين في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات:

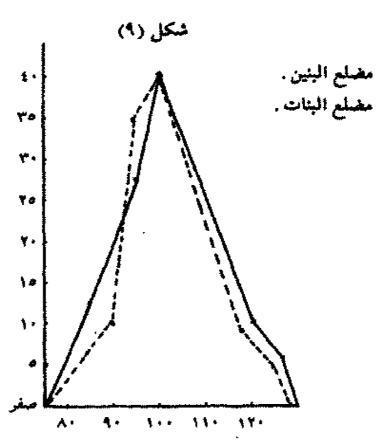
أجرى باحث اختباراً للذكاء على مجموعتين من البنين والبنات وعدد البنين ٢٥ طالباً، وعدد البنيات ٢٠ طالبة فكان توزيع الدرجيات كما في الجدول الآتى:

اولي (ينين)	المجموعــةالأولى (بنين)		
7.5	4	ٺ	
17 = 1 · · × 1/40	٣	- A+ ,	
$\forall \lambda = 1 \cdot \cdot \times \frac{\vee}{\forall a}$	Y	_9.	
£ · = 1 · · × · · · · · · · · · · · · · · · ·	*•	-1	
17 = 1 · · × T	*	-11+	
۸ = ۱۰۰ × ۲۵	Y .	-14+	
111/44	Yo	مجك	

سانية(بنات)	المجموعية الثيانية (بنات)			
% 최		J		
1. = 1 × 1.	۲	-1.		
40 = 1 · · × 1	v	-4+		
£• = 1•• ×↓.	٨	\ · ·		
£ = 1 · · × \frac{1}{2}.	Y	-1,1.		
0 = 1 · · × 1.	\	-17:		
مجاك٪ ١٠٠	٧٠	جـ ك		

ويلاحظ أنه قد تم تحويل التكرارات في المجموعتين إلى تكرارات مثوية وذلك لكي يتم توحيد مجموع التكرارات فيهما وبعد ذلك تصبح المقارنة بالرسم بين المجموعتين ممكنة.

فيما يلي المضلع التكراري لكل من المجموعتين في رسم واحد وهو الشكل (رقم ٩) ليسهل المقارنة بينهما.



٢ ـ المقارنة بين توزيعين في حالة نساوي مجموع التكرارات فيه.

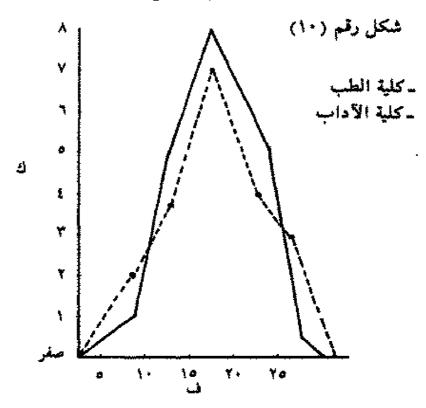
وفي الأحوال التي يبجد الباحث نفسه إزاء عقد مقارنة بين مجموعتين مساويتين في مجموع التكرارات (أي في عدد أفراد العينة) فأنه لا يلجأ لتحويل التكرارات إلى تكرارات مثوية كما في الحالة السابقة، بل يقوم بعقد المقارنة بين المجموعتين ويستحسن أن يكون ذلك في رسم واحد لتسهيل عملية المقارنة.

ولتوضيح ذلك الكلام نضرب المثال الآتي:

ففي دراسة على مجموعتين متساويتين من طلبة الطب، وطلبة كلية الأداب عن اتجاهاتهم نحو شعوب العالم قام الباحث بتسوزيع القيم والدرجات التي حصل عليها الطلاب في الجدول التكراري الآتي:

11-e	_ 70	- Y•	-10	-1.	_ 6	ٺ
٧.	•	٥	٨	o	١	ك طلبة الطب
4.	٣	ŧ	٧	٤	۲	ك طلبة الأداب

ويلاحظمن الجدول السابق أن مجموع التكرارات (عجك) في كل من المجموعتين من الطلبة واحدوهو ٢٠ عشرون وكذلك ـ وكما سبق أن بينا ـ لا يلزم تحويل هذه التكرارات إلى تكرارات مشوية. ويبين الشكل (١٠) المقارنة بين المجموعتين باستخدام المضلع التكراري.



فإنه لا يمكن المقارنة بينهما باستخدام مضلعين في رسم واحد وذلك لأن لكل مجموعة فثات تختلف عن المجموعة الأخرى ويقتضي ذلك عصل مضلع منفصل لكل منهما.

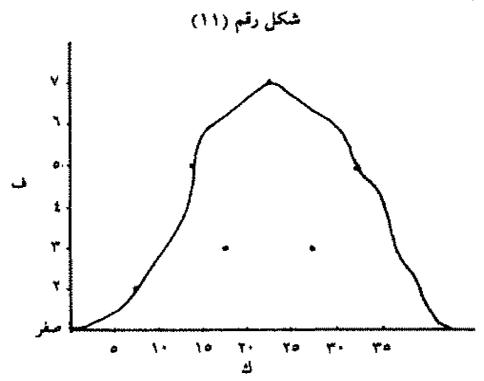
٢ .. المنحني التكراري

المنحنى التكراري أحد وسائل تمثيل المعلومات والبيانات بالرسم .
ولا يختلف المنحنى التكراري عن المضلع التكراري في طريقة رسمه إلا في
حالة توصيل النقط الممثلة للتكرارات بعضها بالبعض الأخر. ففي حين يقوم
الباحث بتوصيل النقط بعضها ببعض مستخدماً القلسم والمسطرة في حالة
المضلع التكراري ودون أن يترك أي نقطة من النقط فإنه في حالة المنحنى
التكراري يقوم مستخدماً القلم فقط بتوصيل النقط القريبة بعضها ببعض
متغاضياً عن النقط البعيدة سواء كانت مرتفعة أو منخفضة . و بطبيعة الحال فإن
الخطوط التي يقوم الباحث باستخدامها لتوصيل النقط بعضها ببعض تأخذ
شكلاً منحنياً . والهدف من رسم المنحنى التكراري على هذا النحو هو إعطاء
شكلاً منحنياً . والهدف من رسم المنحنى التكراري على هذا النحو هو إعطاء

وفيما يلي أحد التوزيعات التكرارية للرجات ٢٥ طالباً في اختبار المفردات.

<u>4</u> 5	ٺ
۲	د ـ
•	-1.
٣	۵۱ ـ.
V	٣٠
٣	_ 70
	-4.
40	بجيك

والمنحنى التكراري اللذي في الشكل (١١) التالي بمثبل الشوزيع السابق.



ويلاحظ على المنحنى السابق أنه قد تم توصيل التكرارات المقابلة للفئتين للفئات ٥ ... ، ١٠ ... ، ٣٠ ... ولم يتم توصيل التكرارات المقابلة للفئتين ١٠ ... ، ٢٠ ... ، ٣٠ ... ولم يتم توصيل التكرارات المقابلة للفئتين ١٠ ... ، ٢٠ .. نظراً لأنهما يمثلان نقاطاً منخفضة تؤثر في الشكل العام للمنحنى لو تم توصيلهما بباقي التكرارات.

تعديل المنحني التكراري:

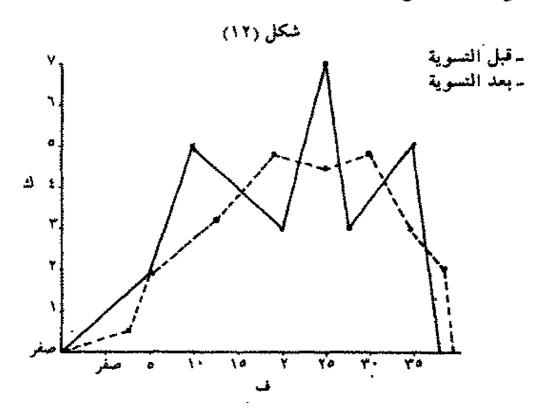
تنبع أيضاً نفس الطريقة التي اتبعت في تعديل المضلع التكراري أي باستخدام المتوسطات المتحركة.

وفيما يلي تعديل المثال السابق:

ڭ بعد التعديل	النسوية بالمتوسطات المتحركة	IJ	ٺ
		(صفر)	
۰,٦٧	<u>صفر + صفر + ۲</u> = ۲ = ۳	صفر	(صفر۔)
۲,۳۴	۲ + صفر + ه 	٧	_0
٣,٣٣	- 1: T+Y+0	G	-1,
۰,۰۰	= 10 = V+0+T	۳ -	_10
٤,٣٣	= 1 <u>r</u> = <u>r+r+v</u>	٧	Y •
٥,٠٠	# 1: 0+V+T	٣	_ 40
7,77	۵+۳+صفر م ۸ ۳ ۳	•	4.
1,77	<u>صفر + 0 + صفر</u> _ <mark>0</mark> ۳	صفر	(~Ye)
		(صغر)	(صفر)
Yo,		70	عـد

ويلاحظ اتباع نفس القواعد التي سبق اتباعها في تعديل المضلع التكراري كما يلاحظ أن مجموع التكرارات بعد التعديل هو نفسه مجموع التكرارات قبل التعديل مما يثير إلى صحة ودقة عملية حساب التعديل باستخدام المتوسطات المتحركة.

وفيما يلي الشكل (١٢) الذي يمثل المنحنى التكراري للتوزيع السابق قبل و بعد التعديل.



ب ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات: · ·

ويحدث أحياناً عدم تساوي مجموع التكرارات سواء أكان ذلك في المضلع أو المنحنى أو المدرج عندما يكون الباحث مثلاً بصدد إجراء دراسة عن الفروق بين الأطفال الريفيين والأطفال الحضريين General Information في المعلومات العامة Children (أحد الحتبارات الذكاء الفرعية). ولنفترض مثلاً أنه بدأ بدراسة الأطفال الريفيين وعددهم عد خمسة وعشرين طفلاً ثم قام بعد ذلك بدراسة الأطفال الحضريين، فإن عليه عند القيام بدراسة هؤلاء الأطفال (الحضريين) أن يختارهم من نفس

مستوى العمس والتعليم والمستسوى الاقتصادي الاجتماعي Socio-economic للأطفال الريفيين. وفي مثل هذه الأحوال لا يستطيع الباحث أن يجد عدداً من الأطفال الحضريين بنفس مستوى عمر وتعليم ومستوى اقتصادي الأطفال الريفيين. فيصبح لديه في نهاية الأمر ٢٥ طفلاً ريفياً، ٢٠ عشرين طفلاً حضرياً (من المدنيين) وعندما يطبق عليهم اختبار المعلومات العامة هذا يكون لديه بعد تصحيح الاختبار عشرين قيمة أو درجة خام Raw Score هي درجات الأطفال الحضريين. الريفيين، ٢٠ عشرين قيمة أو درجة خام هي درجات الأطفال الحضريين.

ويمثل الجدول النكراري الأتني توزيع درجمات مجمسوعتين من الأطفال على اختبار المعلومات العامة .

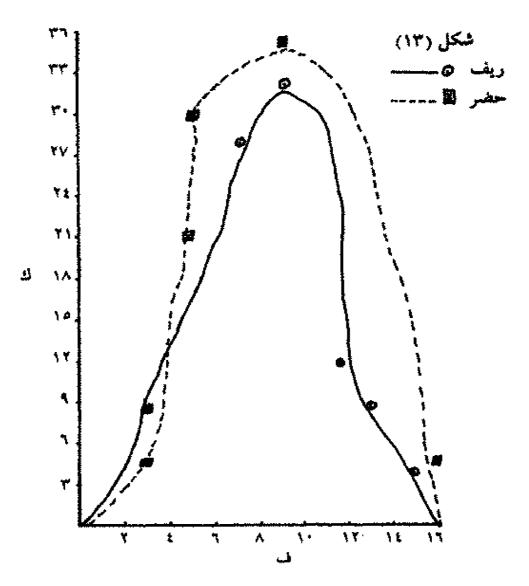
تكرارالأطفال الحضريين	تكرار الأطفال الريفيين	ك
	۲	Y
. 4	¥	- £
ŧ	V	٦
V	٨	- A
صفر	٣	۱ •
١	۲	- 17
\	١	- \£
Y +	70	مجد ك

ولكي نستطيع المقارنة بين هاتين المجموعتين باستخدام المنحسى التكواري، نقوم أولاً بتحويل تكرار كل مجموعة لتكرارات مشوية وذلك لتوحيد مجموع التكرارات فيهما.

وفيما يلي الجدول الذي يمثل التكرارات الأصلية والتكرارات المثوية للمجموعتين:

التكرارات لمثوية للحضريين	تكرارات الأطفال المحضريين	التكرارات المثوية للريفيين	تكرارات الأطفال الريفيين	ن
0	١	٨	¥	- Y
۳.	4	٨	ı Y	£
٧٠ .	ŧ	44	٧	_ ٦
40	٧	٣٧	٨	A
••	صفر	14	۳	- 11
٥	١	٨	٧	- 17
o	١	ŧ	١	_ \£
1	۲٠	\ • •	70	مجس ك

وفيما يلي المنحنى التكراري (شكل ١٣) الذي يعشل التوزيعين التكرارات التكرارين لمجموعتي الأطفال الريفيين والأطفال المحضريين والتكرارات المعمثلة على المحور الصادي والتكرارات المعوية. وسنمثل كل ١ سم (واحد سنتيمتر) بخمس تكرارات.



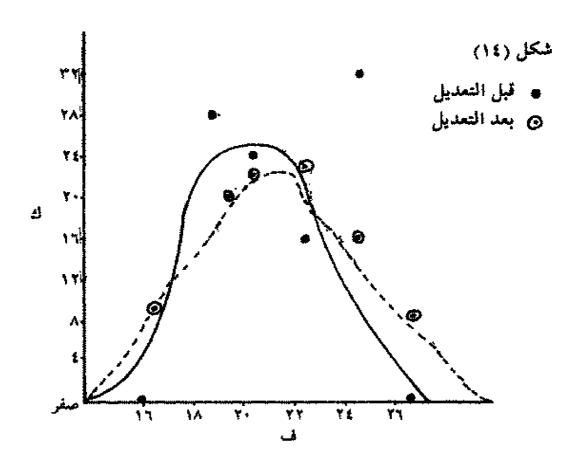
ويلاحظ على هذا الرسم أن المنحنى الخاص بالأطفال الريفيين قد تغاضينا عند توصيل النقط الممثلة للتكرارات عن التكرارات المتوية المقابلة للفئات ٤ - ، ١٠ - وفي المنحنى الخاص بالأطفال الحضريين قد تغاضينا عند توصيل النقط الممثلة للتكرارات عن التكرارت المثوية المقابلة للفئات ٢ - ، ١٢ - ، وبالنسبة للأطفال الريفيين تغاضينا عن التكرارات المئوية المقابلة للفئات ٤ - ، ١٠ - . وليس خاف على أذهاننا أن تلك النقط الممثلة للتكرارات والتي تغاضينا عنها عند رسم المنحنى راجعة إلى عيوبة تتمثل أما.

في الاختبار، أو في اختبار العينة، أو أنه راجع لطبيعة السمة نفسها. ولذلك فإنه من الممكن إجراء تسوية لهذه التكرارت المثوية.

جـ تعديل التكرارات المثوية: كما سبق أن ببين في الفقرة السابقة من وجود عيوب في المنحنى التكراري المشوي كما يحدث في المنحنى التكراري (قبل تحويل تكراراته لتكرارات مثوية) وكما سبق أن تبين لنا أيضاً أنه في هذه الأحوال يتم عمل تعديل للمنحنى التكراري فإنه من الممكن أيضاً عمل تعديل للتكرارات المثوية وفيما يلي جدول تكراري يمثل توزيع أعمار هلا طالباً من طلبة قسم العمارة بكلية الهندسة والتسكرارات المشوية والمتوسطات المتحركة لهذه التكرارات المثوية.

ك // بعد التعديل	متوسطات متحركة التعديل	ك ٪ مئوي	ك	ٺ
	1 m \4 4 2 2 2	(صفر)		
9,44	<u>صفر + صفر+ ۲۸ ™ ا</u> ه	صفر	:	(-17)
17,77	١٧ - صفر + ٢٤ = ٢٥ = ٢٨	44	٧	- 14
YY,7V	44 1 = 1 = 1 = 1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 	3.7	٦	- Y •
Y£,••	At = 44 = 44 + At + 14	17	£	YY
17,**	۲۲ + ۲۱ + صفر = ۲۸ = ۲۱	44	٨	Y £
10,77	صفر+ ۲۲ بُوسفر = ۳۲ ۱۰, ۱۷	مفر		(- ٢٦)
	r r	(صفر)		
١٠٠,٠٠	مجـ ك مئوي بعد التسوية	1	Yo	مجدك

وفيما يلي المنحنى التكراري شكل (١٤) للتكرارات المثوية قبل وبعد التعديل:



ويلاحظ في الرسم الموجود بشكل (١٤) أنه قد تم التغاضي عن التكرارات المئوية التكرارات المئوية فيل التسوية.

د ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة تساوي مجموع التكرارات:

يتم رسم المنحنى مباشرة دون تحويل التكرارات إلى تكرارات مثوية كما يمكن رسم منحنى التوزيعين معاً في رسم واحد إذا كانا متفقين في الفثات أي لهما نفس الفئات أما إذا كان كل توزيع له فئاته الخاصة به سواء من حيث المدى أو العدد فإنه من المضرورة عمل كل توزيع خاص. ويبين التوزيعين التكرارين التاليين توزيع درجات مجموعتين من عمال النسيج

على أحد اختبارات تمييز الألوان Color Discrimination Test وعدة العمال في كل مجموعة ٤٠ عاملاً وهما مختلفان في عدد الفئات وفي مدى الفئة:

1	ٺ
Y	۳-
١	- %
10	-4
11	14
١.	~10
١	- \^
٤٠	مجدك

4	ٺ
1	0
١	۱ •
.1٨	~ \0
10	Y •
۳	Yo
٣	-4.
٤٠	ع د

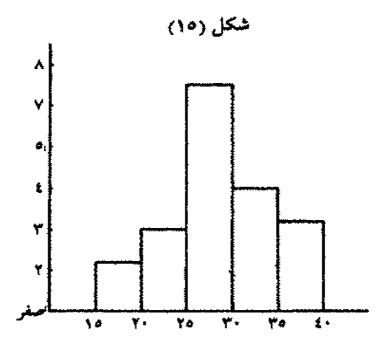
ويتم رسم العنحنى التكراري لهاتين المجموعتين كما سبق أن ذكرنا كما أنه من الممكن عمل تسوية لتكرارات كل مجموعة باستخدام المتوسطات المتحركة.

٣- المدرج التكراري

يختلف المدرج التكراري عن كل من المنحنى والمضلع التكراري في أنه في حين يكون تمثيل التكرار في كل من المنحنى والمضلع بنقطة في مركز الفئة فإنه في المدرج يمثل التكرار بمستطيل يرسم على الفئة كلها من بدايتها إلى نهايتها .

فيما يلي جدول تكراري لتوزيع مستوى الأداء في العمل لدى مجموعة من الموظفين الكتابيين Clerical Employess عددهم ٢٠ عشرين موظفاً:

£	ڼ
٧	_ 10
۳	- Y •
٨	_ 40
ŧ	-4.
٣	-40
۲.	مجدك



أ. تعديل المدرج التكراري: يتم التعديل (كما في المنحنى والمضلم) باستخدام المتوسطات المتحركة. وفيما يلي توزيع تكراري لدرجات مجموعة من الأحداث الجانحين عددهم ٢٠ جانحاً على اختبار الاكتئاب.

ك	ف
Ť	۳- ۳
٣	_
٧	٠,٦
٦	- ^
۲	-1.
o	- 1 Y
۲.	بجد ك

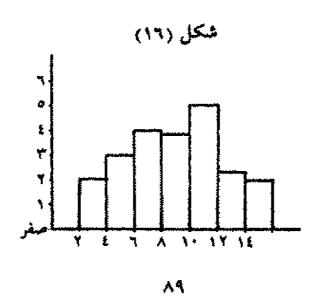
وواضع من التوزيع السابسق وجسود ثلاث قمسم مرتفعسة وقمتين منخفضتين أما القمم المرتفعة فهي التكرارات المقابلة للفثات ٤ ـ ، ٨ ـ ، ١٢ ـ . .

أما القمم المنخفضة فهي التكرارات المقابلة للفثات ٦ . ، ١٠ . .

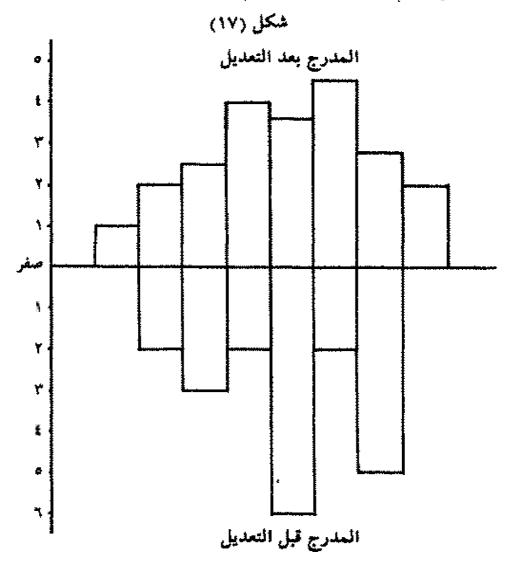
ولما كانت هذه الارتفاعات والانخفاضات المتمثلة في التكرارات تمثل عيوباً في التوزيع راجع للعينة أو للاختبار . . . إلخ ، وجب على الباحث عمل تسوية لها للتخلص منها . وفيما يلي تسوية لهذه التكرارات بالمتوسطات المتحركة :

ك معدل	المتوسطات المنحركة	ħ	ك
		(صفر)	
۰,٦٧	Y _ Y _ Y _ Y _ Y _ Y _ Y _ Y _ Y _ Y _	صفر	(صفر۔)
1,47	14-0-4+	¥	- Y
4,44	7 7 - 4 - 7 + 7 + 1	٣	- ŧ
۳,٦٧	* ******	٧	٦
۳,۳۳	Y 1 = 1 = Y + Y + 7	٦	₩ Å
٤,٣٣	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	۲	- 1 •
۲,۲۴	71 V - in + 7 + 0	٥	- ۱۲
1,77	<u>صفر + ۵ + صفر یا ۵ - ۲</u>	صفر	(-11)
	, 1	صفر	
Y . ,		۲۰	-#

ويبين الرسم التالي المدرج التكراري بعد التعديل شكل (١٦):



وفي حالة المدرج التكراري يكون من الصعب رسم المدرج قبل وبعد التسوية في رسم واحد إلا إذا استخدم الباحث في ذلك الألوان أو التظليل



بلون للمدرج قبل التسوية وبلون آخر للمدرج بعد التسوية. ولذلك يقترح البعض أن يكون رسم المدرجين (قبل وبعد التسوية) في رسم واحد على أن يكون أحدهما في جهة والآخر في جهة ثانية ويوضيح الرسم الذي في الشكل (١٧) ذلك الكلام.

ب - المقارنة بين توزيعين بالمدرج التكراري في حالمة عدم تسماوي التكراري.

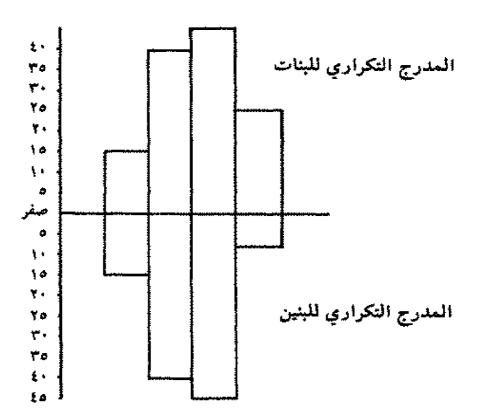
في هذه الحالة يتم تحويل التكرارات إلى تكرارات مثوية وبعد ذلك يمكن المقارنة بين التوزيعين في رسم واحدكما في شكل (١٥).

وفيماً يلي توزيعين تكراريين لمجموعتين من الأطفال الذكور والأناث من حيث التعاون في مجال اللعب Cooperation وعدد مجموعة الذكور ٢٠ ومجموع الأناث ٢٠.

ك ٪ بنين	ك ٪ بنات	ك بنين	ك بنات	نب
١.	١٧	Y	٣	
£0	7.4	4	٧	11
٤٠	٤٠	٨	١.	10
٥	٧٠	V	o	- 4+
1	1 * *	۲.	70	المجموع

وفيما يلي المدرجين التكراريين لتوزيع درجات البنين والبنات في السلوك التعاوني شكل (١٦).





ويلاحظ أننا في الرسم السابق شكل (١٨) قد مثلنا كل خمس تكرارات بواحد سنتيمتر.

جــ المقارنة بين توزيعين بالمدرج التكراري في حالة تساوي التكرارات:

يتم مباشرة تمثيل التوزيعين في رسم وأحد كما في الشكل (١٦) من التكرارات الأصلية.

٤ .. توضيح التكرار المتجمع الصاعد وبالرسم،

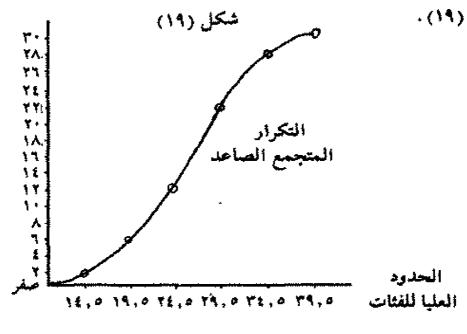
يمكن تمثيل التكرار المتجمع الصاعبد في رسم بياني باستخدام المضلع أو المنحنى التكراري بحيث يشير المحور السيني للحدود العليا

للفثات ويشير المحور الرأسي للتكرار المتجمع الصاعد.

وفيما يلي أحد التوزيعات التكرارية التي توضح درجات مجموعة من الأناث على أحد الاختبارات السوسيومترية Sociometric Test

ك متجمع صاعد	الحدود العليا للفثات	ك	4
۴	18,0	٣	12-1:
٦	19,0	٤	19-10
14"	76,0	v	YE Y+
Y1	79,0	٨	Y4 - Y0
**	٣٤,٥	٦	*£~* •
۳.	44.0	٣	44 - 40
		٣٠	المجموع

ويوضح الشكل الأتي المضلع المتجمع الصاعد لهذا التوزيع شكل

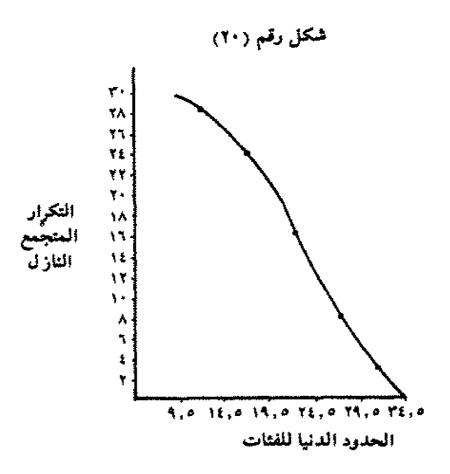


ه ـ اتوضيح التكرار المتجمع النازل وبالرسم،

ويمكن تمثيل التكرار المتجمع النازل أيضاً في رسم بياني باستخدام المضلع أو المنحنى التكراري. ويتم ذلك بعد حساب الحدود الدنيا للفتات وللتكرار المتجمع النازل. ويمثل الجدول التالي المتجمع النازل للمثال السابق (درجات مجموعة الأناث على الاختبار السوسيومتري).

التكرار المتجمع النازل	الحدود الدنيا للفئات	린	<u>.</u>
۳٠	۹,٥	٧	181.
47	١٤,٥	£	19-10
71	14,0	V	¥£ ¥+
17	75,0	٨	Y4 Y0
4	79,0	٦	718 T ·
٣	41.0	٣	74_70
		۳,	المجموع

ويمثل الرسم التالي شكل (٢٠) المضلع المتجمع النازل للتكرار المتجمع النازل في الجدول السابق.



أسئلة للمراجعة العامة للجزء السابق

١ - فيما يلي درجات خمسين تلميذاً من تلاميذ التدريب المهني على
 اختبار الاستدلال الميكانيكي Mechanical Reasoning .

١٣	10	11	٣	1.4
7	٣	4	1.	٨
٨	14	14	۲.	7
1V	4	17	30	10
15	1 £	4	۱۷	1 £
**	11	٠	٨	١¥

19	11	11	3 *	10
صفر	۱۳	٢	4	صفر
٥	71	17	17	1.4
19	١.	17	17	٧

والمطلوب توزيع الدرجات السابقة في جدول تكراري مدى الفئة فيه ٣. ثم إعادة توزيع نفس هذه الدرجات في جدول تكراري آخر مدى الفئة منه ٤.

٢ ـ يمثل الجدول التكراري الآتي درجات مجموعة من العاملات في مصنع تغليف علب الحلوى على اختبار السرعة اليدوية Manual Speed.

ij	ن
٦.	<u>.</u> 1•
•	\ o
١.	- ۲۰
٥	Ya
j * .	المجموع

والمطلوب:

أ . تعديل التوزيع السابق.

ب-رسم المضلع التكراري قبل وبعد التعديل.

جـ .. حساب التكرار النسبي.

د _ حساب التكرار المثوي .

٣- فيما يلي توزيع الدرجات لمجموعة العمال قبل وبعد التدريب على

اختبار لقياس التآزر بين اليدين: Two Hand Co-ordination .

التدريب	التوزيع بعد	التوزيع قبل التدريب		
4	J	.	نب	
•	-17	٧	\ ·	
٥	- 17	٨	-10	
١٥	- 77	14	_ **	
٩	_ YY	١.	Yo	
11	44	4	- * •	
٣	-77	٧	* *0	
٣	- £ Y	٧	- £ ·	
٥٠	المجموع	٥٠	المجموع	

والمطلوب:

أ ـ رسم المضلع التكراري للتوزيع قبل التدريب.

ب ـ رسم المدرج التكراري للتوزيع بعد التدريب.

جـ ـ عدل التوزيع قبل وبعد التدريب باستخدام المتوسطات المتحركة .

٤ ــ يمثل التوزيع التكراري الآتي درجات ٢٥ خمسة وعشرين شخصاً على اختبار اللكاء العملي: Performance Intelligence.

ف ۲۰ ۰ ۱۰ ۵ ۳ ۲۵

والمطلوب:

- أ .. حساب نسبة الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥٠,٥ باستخدام التكرار المتجمع الصاعد.
- ب . حساب نسبة الأفراد اللين تزيد درجاتهم عن ٥, ٧٩ باستخدام التكرار المتجمع النازل.
 - ج .. إرسم المنحني المتجمع الصاعد للتوزيع السابق.
 - د ـ إرسم المنحني المتجمع النازل للتوزيع السابق.
- ٥ ـ فيما يلي درجات مجموعتين من تلاميذ المدارس على اختبار الشخصية أحداهما لتلاميذ المدارس الأميرية والأخرى لتبلاميذ المدارس الخاصة. وعدد تلاميذ المدارس الأميرية ٣٠ ثلاثين. وعدد تلاميذ المدارس الخاصة ٢٠ عشرين.

ميذ	تلاميذ		تلاميذ			
, خاصة)	(مدارس	(₹	دارس أمير إ	^)		
17	•	10	٥	٦		
10	y •	17	4	٥		
17	Yo	*1	٧٠	1 +		
18	11 -	1 £	14	10		
14	N £	١٣	17	٧		
٦	v	4	٤	٨		
٦	٨	٦	٧	4		
1+	٦	11	٨	٣		
11	٥	1.	14	11		
17	**	• 4	14	ነም		

والمطلوب:

أ .. المقارنة بين توزيع درجات المجموعتين.

بب ـ تعديل التوزيع لدرجات المجموعتين.

جــ رمم المدرج التكراري لدرجات تلاميد المدارس الأميري.

د ـ رسم المنحنى التكراري لدرجات تلاميذ المدارس الخاصة.

٢ - فيما يلي أعمار ٥٠ خمسين شخصاً أجرى عليهم أحد الباحثين
 دراسة سيكولوجية .

والمطلوب: عمل جدول تكراري لهذه الأعمار ثم تمثيل هذا المجدول بطريقتين من طرق الرسم .

سنة	شهر	سئة	شهر	سنة	شهر	سئة	شهر	سنة	شهر
۳		٣	۲	۳	4	٧	٣	۰	Y
ŧ	٧	۰	٦	٣		٣	1	٥	۳
•	٥	7	۵	•	4	Ę	ŧ	7	4
٣	٤	۰	٨	۰	=		٨	۲	3
•	٦.	٧			٦.	٤	٦	٣	V
٣	11	٦	11	۳	•	٠	£		4
٤	٧	٦	4 •	£	V	٣	١.	٤	٣
٣	۳	۳	4	٦	*	ŧ	١	٧	٤
٥	1.	£	1	٥	· £	٤	V	٤	n a
٦	٨	٥	١.	ø	٨	•	Y	٣	٤.

خامساً مقاييس النزعة المركزية CENTERAL TENDENCY M.

تبين من خلال الجزء السابق كيف استطاعت الإحصاء عن طريق توزيع الدرجات أو القيم في جداول تكرارية وتعثيل هذه التوزيعسات التكرارية بالرسم أن تمد الباحث بكثير من الخصائص والصفات التي تتميز بها هذه الدرجات، والتي تعكس أيضاً بمجرد النظر مدى دقة البحث أو الدراسة التي تم عملها والمتمثلة في:

١ ــ اختيار العينة أي هل أختار الباحث العينة التي أجرى عليها بحثه بأحد الطرق العلمية المعروفة في اختيار العينات أم كان اختياره لها يعتمد على أسلوبه الشخصى والذاتي Subjective .

٢ .. الاختبار أو الآداة المستخدمة أي هل استخدم الباحث الآداة التي أجرى عليها الكثير من المعالجات بحيث أصبحت مناسبة لمستوى عمر ولمستوى تعليم العينة التي يجسري عليها الدراسة أم استخدم أداة Tool صالحة للأطفال على الكبار أو استخدم أداة صالحة للكبار على الأطفال، من ناحية ثانية استخدم أداة صالحة للمتعلمين على الأميين؟

ولا تقتصر حاجة الباحث من الدرجات الخام عند هذا الحد، كما أن ما تقدمه الإحصاء يتعدى مجرد توزيع الدرجات في جداول تكرارية وتمثيلها بالرسم إلى تلخيص هذه الدرجات جميعاً وتركيزها في درجة أو قيمة واحدة تغني وتعبر عن كل قيم ودرجات المجموعة. ويطلق على تلك الأساليب التي تمد الباحث بهذه القيمة بالمتوسطيات Averages أو القيم المركزية أو النزعة المركزية ومن هذه الأساليب:

- ١ ـ المتوسط الحسابي (أو الوسط الحسابي) Arithematic Mean
 - ٢ ـ الوسيط (أو الأوسط) Median
 - ٣ المنوال (أو الشائع) Mode

ولهذه الأساليب قيمة تطبيقية في حياة الإنسان فلا تكاد تخلو حياته من الأرقام فصاحب المصنع يحتاج لمعرفة متوسط إنتاج مصنعه اليومي خلال الشهر فيقوم بجمع إنتاج كل يوم من أيام الشهر وقسمة الناتج على ثلاثين يوماً (أو ٢٨ أو ٣١) حيث يفيده ذلك في مقارنة متوسط إنتاج هذا الشهر بالشهر السابق أو الأسبق فيعرف من خلال المقارنة هل حدثت زيادة في إنتاج هذا الشهر أم حدث انخفاض فيبحث في سببه ويقوم بعمل الإجراءات التي تساعد على عدم تكرار ذلك.

١ - المتوسط الحسابي (أو الوسط الحسابي)

يعرف البعض المتسوط الحسابي لمجموعة من الدرجات أو القيم بأنه القيمة التي لو وزعت على كل فرد من أفراد العينة لكان مجموع هذه القيم هو المجموع الحقيقي للقيم الأولى. ويعرفه البعض الآخر بأنه متوسط عدد من أفيم هو خارج قسمة مجموع هذه القيم على عددها. فلو كان لدينا عشرة أفراد طبقنا عليهم اختباراً للذكاء وكانت درجات هؤلاء الأفراد العشرة هي:

فإننا نقوم بجمع هذه الدرجات (٨٩٥) وقسمة الناتيج على عشرة

(فيكون المتوسط <u>٩٩</u>٠ = ه ، ٨٩ _اكما يلي:

ويرمز للمتوسط البحسابي (٨٩,٥) بالرمز دمه.

ويرمز لمجموع القيم (٨٩٥) بالرمز مجسس.

ويرمز لعدد القيم (١٠) بالرمز ن.

ويكون المتوسط المحسابي على أساس ذلك م = جيسو وهناك ثلاث طرق للمحسول على المتوسط الحسابي هي:

١ ـ الطريقة العادية أو الشائعة.

٢ _ طريقة مراكز الفثات.

٣ .. الطريقة المختصرة.

أسالطريقة الشائعة أو العادية

وهي الطريقة التي نستخدمها في حياتنا اليومية وهي التي سبق الكلام عنها، ونسوق مثالاً آخر عليها فلو فرض أن القيم الآتية تمثل الإنتاج اليومي خلال أسبوع لمجموعة من عمال الصلب:

A-14-4-41-14-14

فيكون مجموع هذه القيم هو:

V1 = A + 1 + + V + Y1 + 10 + 1 Y

ويكون المتوسط الحسابي لهذه القيم هو:

17.77 = 7.77

أي أن مجدس = ٧٦

، ن ≃ ٢

، م = ۱۲,۲۷

ب .. طريقة مراكز الفثات

وتقوم طريقة مراكز الفشات أسامساً علسى توزيع القيم في جدول تكراري، فلو فرض وطبقنا اختباراً من اختبارات الشخصية على ٥٠ شخصاً وكانت درجاتهم على النحو الآتي:

17	10	۳۸	Yo	**
YV	44	۳.	٣٢	YY ,
**	44	**	۲A	18
£0_	٤٥	٨	£7	YA
**	٤ŧ	٥	4.8	10
44	40	44	۲X	*1
11	4.8	Yo	Yo	۳۸
40	11	24	٤٩.	£Y
**	41	۲v	40	44
14	ΫV	11	44	TY

فإننا نقوم بتوزيع هذه القيم في جدول تكراري كما يلي:

س × ك	س	1	ك
١٥	٧,٥	Y	. 0
17,0	17,0	١,	-1.
177,0	۱۷,0	Y	-10
۱۸۰,۰	YY,0	۸	- 4+
٣٣٠,٠	TY.0	١٣	_ 70
۱٦٢,٥	44,0	٠	_ 7.4
۳۰۰,۰	۰ ۳۷,۵	٨	_40
۸٥,٠	٤٢,٥	٧	£ •
747,0	\$ ٧,٥	٥	- 10
1280, .		٥٠	

وتتلخص الخطوات التي يتم بها الحصول على المتوسط الحسابي بهذه الطريقة فيما يلى:

١ ـ توزيع القيم في جدول تكراري.

۲ - الحصول على مراكسز الفئسات (س) ويتم ذلك بجمع الفئة الأولى + الفئة الثانية وقسمة الناتج على اثنين (في المثال السابق: هـ ششده (۷, ۵) ليتم الحصول على مركز الفئة الأولى وللحصول على مركز الفئة الثانية يكون أما بجمع الفئة الثانية + الفئة الثالثة وقسمة الناتج على اثنين كما في الفئة الأولى أو بإضافة مدى الفئة (وهي هنا = ٥) على مركز الفئة السابقة فمثلاً مركز الفئة الأولى = ٥, ٧ فيكون مركز الفئة الثانية ٥, ٧ + ٥ = ٥, ١٢,٥ وهكذا مراكز باقي الفئات.

٣ ـ يتم ضرب مراكز الفئات في التكرارات (س × ك) أي ضرب مركز
 كل فئة في تكرارها فمثلاً مركز الفئة الأولى ٥,٥ وتكرار هذه الفئة ٢ فيكون
 س × ك = ٢ × ٥,٥ × ٥ وهكذا.

٤ ـ نقوم بحساب مجدس × ك وذلك بجمع ناتج ضرب مراكز الفئات
 في التكرأرات (١٤٤٥).

ه ـ نقوم بتطبيق القانون الآتي:

أي أن متوسط درجات المجموعة (٥٠ شخصاً) على اختبار الشخصية هو ٢٨,٩ درجة.

جدالطريقة المختصرة

لاحظنا ما تنطوي عليه طريقة مراكز الفئات أيضاً من صعوبات تتمثل في عملية ضرب التكرارات في مراكز الفئات، وما بكل من مراكز الفئات (س) وضرب مراكز الفئات في التكرارات من كسور تعرض الباحث لكثير من الأخطاء سواء في الجمع أو الضرب. ولذلك فإن حساب المتوسط الحسابي بالمطريقة المختصرة تغني الباحث من الوقوع في مشل هذه الأخطاء فيشم الحصول عليه بسهولة وبسرعة. وتقوم هذه الطريقة على أساس الانحراف الفرضي فتفرض مركزاً صفيرياً في منتصف التوزيع التكراري يزيد واحد صحيح في اقترابها من النهاية الكبرى للتوزيع وتقبل في كل خطوة واحد صحيح في إقترابها من النهاية المعزى للتوزيع وتقبل في كل خطوة واحد الفرضي في الترابها من النهاية المعزى للتوزيع وتقبل في المثال السابق تتم العمليات الاتهاء على هذا الجدول كما يتبين لنا فيما يلى:

كحَ	ځ	ij	ٺ
۸	٤	Y	_ o
٣-	٣	١	٠.١٠
16-	٧-	٧	_10
۸-	١	٨	Y +
مبفر	صفر	14	- 40
•+	\ +	o	۳۰-
14+	¥ +	٨	_40
٠٩+	۳+	۴	_ £ +
Y• +	t +	٥	_ £0
** -		٥٠	المجموع
£ ∀ +			
1			

ويتبع ما يلمي في الحصول علمي المتوسط الحسابسي بالطريقة المختصرة.

١ -- حساب الانحراف الفرضي أو الفرض الصفري ويرمز له بالرمز حوذلك كما سبق أن بينا وهو وضع صفر في منتصف التوزيع يزيد واحد صحيح في اقترابه من النهاية الكبرى للتوزيع ويتضمح ذلك إذا نظرنا للانحراف الفرضي + ١ نجد أنه يقابل الفئة ٣٠ -- والانحراف الفرضي + ٢ نجد أنه يقابل الفئة ٣٠ -- . . . وهكذا . وينخفض الانحراف الفرضي واحد صحيح في اقترابه من النهاية الصغرى للتوزيع ويتضح ذلك إذا نظرنا للانحراف الفرضي المقتم ١٠ نجد أنه يقابل الفئة ٢٠ - والانحراف الفرضي حدا مشابه لمحاور تمثيل وهكذا . ولعلنا نشذكر أن الانحراف الفرضي حدا مشابه لمحاور تمثيل

البيانات بالرسم البياني فمثلاً المحور السيني أو المحور الصادي نجد أنه يتخذ له وسطاً مقداره صفر ثم يتزايد تزايداً موجباً في جهة وينقص تناقصاً سالباً في جهة أخرى كما نرى في الرسم الآتي:

٢ - ضرب كل انحراف فرضي في التكرار المقابل له لتحصل على ك

ځ

٣ - جمع حاصل ضرب الانحواف الفرضي في التكوارات وفي هذه المخطوة سنجد لدينا مجموعتين من اللرجات أحلهما ذا إشارات سالبة (وهو ضرب الانحراف الفرضي السالب في التكرارات) والآخر ذا إشارات موجبة . وفي هذه الحالة يتم جمع كل مجموعة على حدة ثم يطرح الصغير من الكبير وتكون إشارة حاصل الجمع حسب إشارة المجموع الكبير فلوكان مجموع النواقص - ٢٠ ومجموع الزوائد + ١٥ كان الناتيج - ٥ ولوكان مجموع الزوائد + ١٠ لكان الناتيج + ٣ ولوكان مجموع الزوائد على الناتيج صغراً .

٤ ـ نقوم بعد ذلك بتطبيق القانون الآتي:

م = مركز الفئة الصفرية $\pm \frac{2-2}{2} \times \dot{U}$ ف عمد ك

حيث أن:

م = المتوسط البحسابي

مركز الفئة الصفرية = الفئة المغابلة للصفر + الفئة التي بعدها ...

وهي في المثال السابق = شكت بالله عنه ٢٧٠٥

مجدك خ = مجموع ضرب التكرارات في الانحراف الفرضي.

مجملة = مجموع التكرارات.

ف = مدى الفئة.

تتحدر هذه الإشارة حسب إشارة الناتج في عمود مجدلة ح.

(٢) الوسيط (أو الأوسط)

يعرف الوسط Median بأنه الدرجة التي تقع في وسط (منتصف) توزيع درجات مجموعة الأفراد. أو هو الدرجة التي يكون موقعها في منتصف المجموعة تماماً بين ترتيب هذه الدرجات فيكون قبلها نصف عدد الدرجات ويكون بعدها النصف الباقي لعدد الدرجات. فلمو كان لدينا مجموعة من الأفراد عددهم خمسة طبق عليهم اختباراً لقياس القدرة العددية Numerical الافراد عددهم على هذا الاختبار هي : ٣-٥-٩-٨-٩-١ فإننا نقوم بترتيب هذه الدرجات بطريقتين على النحو الآتي :

تصاعدياً: ٥ ـ ٦ ـ ٨ ـ ٩ ـ ١٣٠٠.

فيكون الوسيط ٨ لأنه يقع في الوسط تماماً وعدد الدرجات التي قبلـه (٦،٥) نصف عدد الدرجات، وعـند الدرجـات التي بعـنه (١٣،٩) هي النصف الآخر.

أو تنازلياً: ١٣ ـ ٩ ـ ٨ ـ ٦ ـ ٥

فيكون الوسيط ٨ لأنه يقع في الوسط تماماً أيضاً .

وسنذكر فيما يلي كيفية حساب الوسيط من القيم الخام ومن الجدول التكراري ومن الرسم باستخدام التكرار المتجمع الصاعد والنازل المثويين.

أ . حساب الوسيط من القيم الخام:

١ - في حالة الأعداد الفردية:

أي عندما يكون عدد العينة التي يجري عليها الباحث دراسته فردية كأن

یکون قد أجری بحثه علی ثلاثة أفراد أو خمسة أو سبعة أو ۹ أو ۱۱ أو ۱۳ أو ۱۵ أو ۱۷ أو ۱۹ أو ۲۱ . . . وهكذا .

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة من سبعة أطفال لمعرفة القدرة على التذكر لديهم وكانت أعمارهم:

ولحساب وسبط هذه الدرجات نقوم بترتيبها ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً. كما سبق أن بينا على النحو الآتي:

فيكون حساب الوسيط كالآتي:

حيث و = الوسيط، ن = عدد القيم أو درجات الأفراد أي عدد أفراد العينة.

١ = أى أن الدرجات فردية ليكن رتبة الوسيط حسب ذلك:

رتبة الوسيط
$$= \frac{Y + Y}{Y} = 3$$

أي أن رتبة الوسيط هي الدرجة الرابعة أي الدرجة ٩

٢ ـ في حالة الأعداد الزوجية :

ويكون ذلك عندما يقوم الأخصائي بإجراء دراسته على عينة من الأفراد عددهم زوجي أي فردين أو أربعة أفراد أو ٢ أو ٨ أو ١ أو ١٦ أو ١٦ أو ١٨ وهكذا.

مثال :

أجريت دراسة على عينة من العمال عددهم عشرة وكانت أجورهم كما يلي:

فيكون ترتيب هذه الأجور ترتيباً تصاعدياً كما يلي:

70-71-71-71-14-1A-1V-10-1F-4

وبالنظر للدرجات السابقة نجد أن هناك قيمتين في الوسط هما ١٩، ١٩ يسبقهما نصف الدرجات ١٩، ١٩، ١٥، ١٧ ويجيء بعدهما النصف الباقي من الدرجات ٢٠، ٢١، ٢٠، ٢٥ ويمكن تحديد رتبة القيمتين اللتين في الوسط على النحو الآتى:

رتبة القيمة الأولى = إنه = وهي في المثال السابق = الله = ٥

أي القيمة التي يكون ترتيبها الخامس وهي القيمة ١٨.

 $7 = \frac{1}{4} = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = 7$ رتبة القيمة الثانية $= \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = 7$

أي القيمة التي يكون ترتيبها السادس وهي القيمة ١٩.

و بعد ذلك يمكن حساب الوسيط كما يلي:

الوسيط = مجموع القيمتين اللتين في الوسط

وبالتعويض في المثال السابق:

الوسيط = مملئ من = ١٨٠٥ = ٢٧ = ١٨٠٥

ب .. حساب الوسيط في المجدول التكراري:

ويتسم ذلـك عندما يكون البحث الذي أجري ذا أعداد كبيرة ويكون

الاحتمال كبيراً للوقوع في الخطسا إذا استخدمت الطريقية السابقة، هذا بالإضافة إلى صعوبة تطبيقها. وفي مثل هذه الأحوال (الأعداد الكبيرة) لا بد من توزيع الدرجات في جدول تكراري فلو فرض وكان لدينا جدولاً تكرارياً لتوزيع درجات مجموعة من الأفراد عددهم خمسين على اختبار للتوتر كما يلي:

فإنه يلزم إيجاد التكرار المتجمع الصاعد لإكمال الجدول تمهيداً للحصول على الوسيط.

تكرار متجمع صاعد	스	ٺ
٣	٣	_ 6
17	1 £	-1.
**	٧٠	- 10
۳ ٦	9	_ **
£Α	۱۲	_ 40
۰۰	γ	¥•
	٥٠	

ويكون حساب الوسيط باستخدام القانون الآتي:

و = الحد الأدنى للفئة الوسيطية +

رتبة الوسيط تكرار متجمع صاعد للفشة قبل الوسيطية × مدى الفشة الوسيطية .

حيث أن:

و = الوسيط

الحد الأدنى للفئة الوسيطية =

وهي الفئة التي يقع فيها التكرار المتجمع الصاعد لرتبة الوسيط فمثلاً رتبة الوسيط في المثال السابق * ٢٥ وموقعها في التكرار المتجمع الصاعد بين التكرار المتجمع الصاعد ٢٠ أي أن الحد الأدنى للفئة الوسيطية هو ١٥ ...

رتبة الوسيط =

تكرار متجمع صاعد للفئة قبل الوسيطية =

أي التكرار المتجمع الصاعد للفشة قبل الوسيطية في التكرار الوسيطية في التكرار السابق هي الفئة ١٠ ... والتكرار المتجمع الصاعد المقابل لها هو ١٧.

تكرار الفئة الوسيطية =

التكرار الأصلي المقابل للفئة الوسيطية فإذا كانت الفئة السوسيطية هي ١٥ ـ فإن تكرارها هو ١٠.

مدى الفئة =

وهو في هذا المثال يساوي ه.

وبالتعویض من القانون فی المثال السابق:
$$e = e + \frac{1}{1} + \frac{1}{1} \times e = e + \frac{1}{1} \times e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + \frac{1}{1} = e + + = e$$

$$= e + \frac{1}{1} = e + e$$

$$= e + \frac{1}{1} = e$$

$$= e +$$

جـ حساب الوسيط عن طريق الرسم:

ويمكن حساب الوسيط بالرسم وذلك بحساب التكرار المتجمع النازل والتكرار المتجمع الصاعد.

مثال:

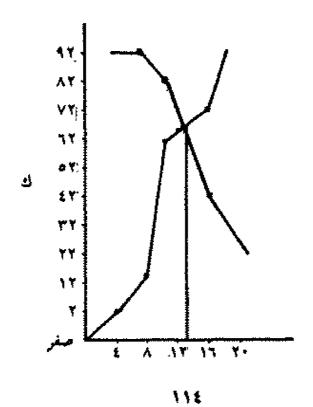
اجريت دراسة على ٤٠ أربعين شخصاً لمعرفة اتجاهاتهم نحو الحرب والسلام فكانت درجاتهم موزعة كما يلي:

تكرار متجمع صاعد مثوي	تكرار متجمع صاعد نسيي	تکرار متجمع صاعد	4	ن
Y	, • ¥	1	١	ξ
١:	, \ £	٦ ،	۰	-۸
٦٢	٠,٦٢	14	۱۳	- 17
VY	٠,٧٢	74	1.	13
١	1,	٤٠	11	- Y+
			٤٠	

ويكون التكرار المتجمع المثوي النازل لهذا التوزيع هو:

تكرار متجمع ناز ل مثوي	تكرار متجمع ناز ل نسب <i>ي</i>	تكرار متجمع ناز ل	ŗ	Ð
1	١,٠٠	٤٠	١	£
4٧	٠,٩٧	4-4	٥	~٨
٨٥	۰,۸٥	٣٤	14	1 Y
۲۵	۲۵,۰	41	١.	- 17
YV	٠, ٧٧	11	۱۱ .	- Y+
			٤٠	

ويتم رسم المنحنى لكل من التكرار المثوي الصاعد والتكرار المئوي النازل كما يلي:



وبطبيعة الحال فإن قيمة الوسيط تتحدد بإسقاط خط على محور الفئات عند تلاقي المضلع التكراري المثوي الصاعد مع المضلع التكراري المثوي النازل، وتكون قيمة الوسيط عند النقطة التي يقع عندها الخط الساقط في محور الفئات وبطبيعة الحال فإن قيمة الوسيط عن طريق الرسم لا تكون بنفس دقة حسابه عن طريق الجدول التكراري كما في ثانياً.

(٣) المنوالMode

المنوال هو أكثر القيم التي تحصل على أكبر تكرار، وعلى ذلك يعتبر المنوال أكثر الدرجات شيوعاً. وهناك طريقتين للحصول على المنوال الأولى حسابية من الجدول التكراري والثانية عن طريق المرسم:

وهناك طريقتين للحصول على المنبوال الأولى بصورة حسابية من الجدول التكراري والثانية عن طريق الرسم:

أ .. حساب المنوال من الجدول التكراري:

ويتم ذلك عن طريق تحديد أكبر تكرار في الجدول وتكون الفشة المقابلة له هي الفثة المنوالية . وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الخاص بذلك .

مثال : ويتضح لنا الكلام السابق من خلال تطبيقه على أحد الأمثلة .

تحديد التكرارات المستخدمة في حساب المنوال	4	ن
	٣	0
تكرار الفئة قبل المنوالية	٧	
أكبر تكرار تقابله الفئة المنوالية ١٥ ـ	1 Y	10
تكرار الفثة بعد المنوالية	٨	- 4.
	٥	_ 40

وللمصول على قيمة المنوال بعد ذلك يتم تطبيق القانون الأتي:

المنوال = الحد الأدنى للفئة المنوالية + مدى الفئة

وبالتعويض عن القانون السابق في المثال السابق أيضاً تصبح قيمة المنوال هي:

$$1,77 + 10 = \frac{1}{10} = 01 + 0 \times \frac{\Lambda}{V + \Lambda} = 01 + \frac{1}{10} = 01 + 77,7$$

ب - حساب المنوال عن طريق الرسم:

ويمكن حساب المنوال عن طريق الرسم باستخدام المدرج التكراري أيضاً ويوضح لنا المثال التالي هذا الكلام:

مثال :

تمعديد التكرارات المستخدمة في حساب المنوال	ك	ٺ
	o	-٣
تكرأر الفئة قبل المنوالية	٦	-7
تكرار الفثة المنوالية	٧	-4
تكرار الفثة بعد المنوالية	٦	~14"
	٣	-10

وتكون الخطوات التي تتبع للحصول على المنوال من المدرج التكراري هي:

 ١ .. نقوم برسم تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة التي قبلها والتي بعدها فقط.

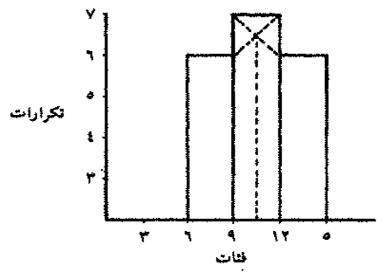
٢ .. نقوم بإيصال الطرف الأيمن لقمة الفشة قبل المسوالية بالطرف
 الأيمن لقمة الفئة المنوالية وذلك بمد خط بينهما.

٣ .. نقوم بإيصال الطرف الأيسر لقمة الفئة بعد المنوالية بالعلرف الأيسر لقمة الفئة المنوالية وذلك عن طريق مد خط بينهما.

٤ _ بعد عملية الإيصال السابقة سنجد أن الخطين يتقاطعان.

ه ـ نقوم بإنزال مستقيم من نقطة تقاطع الخطين السابقين على
 المحور السيني الخاص بالفئات.

٢ ـ تعتبر نقطة سقوط المستقيم على المحور السيني هي قيمة المنوال.
 ويوضع الرسم التالي للمثال الشابق هذا الكلام.



وتكون قيمة المنوال كما يتحدد من خلال النقطمة التبي سقيط عليهما المستقيم المنقط في محور الفئات ه.١٠ تقريباً. ويمكن التحقق من ذلك من

خلال حساب المنوال من الجدول التكراري كما يلي:

$$1 \cdot , 0 = \frac{7}{17} \times \% + 9 = \frac{7}{17} \times \% + 9 = 0 \cdot 10$$

بعض المشاكل في المتوال:

قد نجد في بعض الأحيان اشتمال الجدول التكراري على أكبس تكرارين متساويين في المقيمة كما يلي:

Ŋ	قب
1	_ 0
٨	-Y
4	-4
٨	- 11
ŧ	-14
Y	10

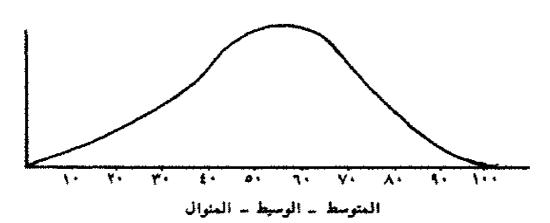
وكما سبق يلاحظ في الجدول السابق أن أكبر تكرار هو ٨ ويوجد هذا التكرار في مقابل الفئتين ٧ س ، ١١ ـ ويعني مشل هذا الشكرار أننا بصدد مجموعتين واحدة ولذلك يلزم الحصول على منوالين لا منوال واحمد كما يلي:

ويمكن اعتبار متوسط المنوالين السابقين المنوال الذي يعبر عن القيمة الأكثر شيوعاً للجدول السابق:

العلاقة بين المتوسطات الثلاث في التوزيع التكراري:

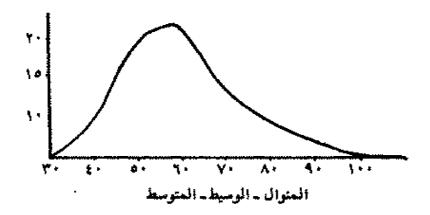
يقصد بعلاقة المتوسطات الشلاث (المتوسط الحسابي .. الوسيط ا المنوال) موقعهم في التوزيع التكراري بالنسبة لبعضهم البعض.

١ ـ وعندما يكون التوزيع اعتدالياً (يقصد بالتوزيع الاعتدالي أن القيم الأصلية الموضوعة في الجدول التكراري نابعة من عينة تمثل المجتمع الأصلي تمثلاً سليماً وعشوائياً. وأن أداة القياس التي تم استخدامها ـ اختبار ذكاء مثلاً ـ مناسبة لمستوى سن وتعليم أفراد العينة كما أن الاختبار ذكاء مثلاً ـ مناسبة لمستوى سن وتعليم أفراد العيئة كما أن الاختبار نفسه أجريت عليه معالجات إحصائية كثيرة للتأكد من صلاحيته) نجد أن قيم المتوسطات الثلاث واحدة وبالتالي فإن موقعهم في المنحنى التكراري يكون في نقطة واحدة كما يلى:



(موقع المتوسط والوسيط والمنوال في التوزيع الاعتدالي).

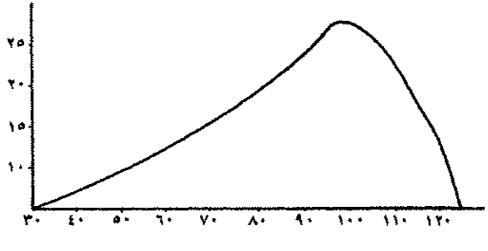
٢ - في حالة المتوزيعات الملتوية أي التوزيعات التكرارية التي تكون فيها الدرجات والقيم الأصلية نابعة من تطبيق اختبار ذكاء مثلاً على عينة من ضعاف العقول أي أن الاختبار يكون صعباً في مستواه بالنسبة لهم. أو أن يطبق اختبار سهل في مستواه على طلبة في المدارس الثانوية أو الكليات الجامعية فينجح معظمهم في الاختبار. ويكون التوزيع في حالة ضعاف العقول موجب الالتواء Positively skewed وذلك لأن التكسرارات تكسون



مجتمعة عند القيم الصغيرة و يكون موقع الوسيط في الوسط، والمنوال على اليسار والمتوسط على البيار والمتوسط على اليمين.

٢ - موقع المتوسط والوسيط والمنوال في المتوزيع الموجب الالتواء:

ويكون التوزيع في حالة طلبة الكليات سالب الالتواء Negatively أي تكون التكرارات متجمعة عند القيم الكبرى أي أن معظمهم ينجحون في الإجابة على معظم أسئلة الاختبار ويكون موقع الوسيط في الوسط والمنوال على اليمين (عكس حالة الالتواء الموجب) والمتوسط على اليسار.



المنوال - الوسيط - المتوسط

٣ .. موقع المتوسط والمنوال والوسيط في حالة التوزيع السالب الالتواد.

الحصول على قيمة المتوسطات الثلاث في حالة غياب أحدهما:

يمكن الحصول على قيمة أحد المتوسطات الثلاث إذا توفرت قيمة المتوسطات الأخران عن طريق المعادلات الأثية:

١ - المتوسط الحسابي = ٢ - الوسيط - ٢ - المنوال
 ٢ - الوسيط = ٢ المنوال + ٢ - المتوسط الحسابي
 ٣ - المنوال = ٣ × الوسيط - ٢ × المتوسط الحسابي .

ويوضع المثال الأتي هذا الكلام.

의	•	
٣	,	ø
٧	- 1	•
14	 1	0
٨		(0
70	1	!

وقيمة المنوال في المثال السباق = ١٧, ٦٦ وقيمة الوسيط = ١٨,١

وقيمة المتوسط = ١٨,٣٣

١ ـ الحصول على المتوسط من قيمة الوسيظ والمتوال:

 $\frac{\partial \xi_1 T}{\partial t} = 1 \vee , 77 \times \frac{1}{V} - 1 \wedge , 1 \times \frac{1}{V} = \frac{1}{V} \times \frac{1}{V} \times \frac{1}{V} \times \frac{1}{V} = \frac{1}{V} \times \frac{1}{V} \times \frac{1}{V} \times \frac{1}{V} = \frac{1}{V} \times \frac{1}{V} \times \frac{1}{V} \times \frac{1}{V} \times \frac{1}{V} = \frac{1}{V} \times \frac{1}{$

 $1 \wedge , \forall Y = \wedge , \wedge \forall - \forall Y , \forall a = \frac{1 \vee , 77}{Y} =$

٢ - المحصول على الوسيَّط من قيمة الْمتوسط والمنوال:

 $\frac{1}{4} = 1 \times 10^{-1} = 10^{-1} \times 10^{-1} \times 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} = 10^{-1} =$

٣ - الحصول على المنوال من قيمة الوسيط والمتوسط:

المنوال = ٣ × ١٨,١ - ٢ × ١٨,٣٤ = ٣, ٥٥ - ١٤, ٣٧ = ٢١,١٧.

تمارين على المتوسطات

١ - أجرى باحث دراسة على مجموعة من الأطفال المشردين بهدف التعرف على مستوى ذكائهم وكان عددهم ثلاثين طفلاً ودرجاتهم كانت كما يلى:

والمطلوب أولاً:

١ ـ توزيع الدرجات السابقة في جدول تكراري مدى الفئة فيه ١٠ .

٢ ـ حساب المتوسط المحسابي بطريقتين.

٣ حساب الوسيط بطريقتين .

٤ _ حساب المنوال بطريقتين.

والمطلوب ثانياً.

١ ...رسم المضلع التكراري للدرجات السابقة بعد توزيعها في جدول
 تكراري مرة ثانية على أن يكون مدى الفئة ١٥.

٢ _ تسوية التوزيع باستخدام المتوسطات المتحركة .

٣ ـ رسم المدرج التكراري.

٢ ـ فيما يلي توزيعين تكرارين لمجموعتين من الإناث والذكور على
 أحد الاختيارات النفسية.

ك أناث	ڭ ذكور	ن
14	٧	-1+
14	٨	-14
14	10	-11
44	YY	-17
17	**	\ \
٨	*	Y +
4+	۸۰	

المطلوب أولاً:

١ - المقارنة بين المجموعتين باستخدام المضلع.

٢ ـ حساب المنوال في مجموعة الذكور.

٣ .. حساب المتوسط الحسابي في مجموعة الإناث.

عساب الوسيط في مجموعة الذكور والإناث.

سادساً

مقاييس التشتت

Measure of Scattering

مقدمة: إن النتائج التي نخرج بها من المتوسطات الحسابية مضللة إلى حد كبير إن لم تقترن بمعامل آخر هو الشنت. والدليل على ذلك الكلام أنه لو كان لدينا مجموعتين من الأفراد طبق عليهما أحد اختبارات القدرات وكان عدد الأفراد في كل مجموعة أربعة وكانت درجات المجموعتين على الاختبار كما يلى:

الأشخاص: ١ ٢ ٣ ٤ بجد المتوسطة المجموعة الأولى: ٥٠ ٥٠ صفر ٢٠ ٨٠ ٢٠ المجموعة الثانية: ٢٠ ١٨ ٢١ ٢١ ٢١ ٢٠ ٢٠

ويتبين لنا من خلال ما سبق أن المتوسط في المجموعتين واحد رغماً من أن الأفراد في المجموعة الثانية متقاربين في درجاتهم من بعضهم البعض ومن المتوسط. إلا أنه في المجموعة الأولى نجد أن الشخص الأول قد حصل على درجة ٥٠ خمسين والثاني حصل على درجة ٥ خمسة والثالث حصل على درجة صفر والرابع حصل على درجة ٢٠ خمسة وعشرين. ونلاحظ أن درجات أفراد هذه المجموعة متباعدة عن بعضها البعض ورغماً من ذلك فإن متوسطها مماثل لمتوسط المجموعة الشانية. ولمعرفة الوضع المحقيقي لغيم المجموعة لا بد أن نقيس مدى تباعد أو تشتت القيم بعضها عن

بعض. ولا يعني ذلك أن المتوسط لا قيمة له بل أن مقياس التشتت يفيد في تفسير المتوسط بل والظاهرة موضوع الدراسة ولقياس التشتت عدة أساليب منها:

١ ـ المدى المطلق Range

Y _ نصف المدى الربيعي Semi interquartile Range

٣- الانحراف عن المتوسطMean deviation

\$ _ الانحراف المعياري Standard deviation

(١) المدى المطلق

يعتمد المدى المطلق في حساب على أعلى قيمة وأدنى قيمة في التوزيع. ويتم طرح أدنى قيمة من أعلى قيمة. فلو كان لدينا القيم الآتية وهي درجات عشر أفراد في اختبار للقدرة اللفظية Verbalability.

فإننا نلاحظأن أصغر قيمة هي درجة الفرد رقم (٧) وهي الدرجة ٢ وأن أكبر قيمة هي درجة الفرد رقم (٤) وهبي الدرجة ٢٥. وللذا فإن المندى المطلق يساوى:

المدى المطلق = أكبر قيمة - أصغر قيمة . وبالتعويض تصبيح قيمة المدى المطلق في المثال السابق : المدى المطلق = ٢٥ - ٢ = ٢٣

حساب المدي المطلق ني جدول تكراري

ويمكن الحصول على المدى المطلق من الجدول التكراري وهو يساوى:

المدى المطلق = الحد الأعلى لأعلى فئة - الحد الأدنى لأدنى فئة.

丝	ټ
٣	_ 0
ŧ	-1.
٥	_ \ 0
٣	- Y ·

الحد الأدنى لأدنى فثة = ٥ الحد الأعلى لأعلى فئة = ٢٤ المدى المطلق = ٢٤ - ٥ = ١٩.

(٢) نصف المدعي الربيعي

لاحظنا في المدى المطلق أنه يعتمد في حسابه على أعلى قيمة وعلى أدنى قيمة إذا كنا سنتقوم بحسابه من القيم الخام مباشرة. أما إذا كنا سنحصل عليه من الجدول التكراري فإنه يعتمد أيضاً في حسابه على أعلى فئة وعلى أدنى فئة. أي أن عيب المدى المطلق يتركز في اهتمامه عند حسابه على قيمتين مهملاً باقي القيم وهاتين القيمتين المتطرفتين لا تمثلان بطبيعة الحال قيم المجموعة.

ولتلافي العيب السابق يهتم نصف المدى الربيعي في حسابه على الجزء المتوسط من القيم مع إهمال القسم العلوي والقسم السفلي، ويتسم استخراجه بإيجاد التكرار المتجمع الصاعد لتكرارات المجموعة كما في المثال الآتي:

کہ صاعد	ك	J
14	۱۲	صفر ـ
٤٠	44	1 ·
٧٦.	44	- Y•
117	.	- * *
144	44	- 4 *
174	٧.	s ·
177	λ	1 •
	177	

ولحساب نصف المدى الربيعي من الجدول السابق نتبع ما يلي:

١ ـ نقوم بحساب رتبة الربيع الأدنى وهو يساوي = عجله

٢ ـ نقوم بحساب رتبة الربيع الأعلى وهو يساوي = مجدك × الله

(أو طرح رتبة الربيع الأدنى من مجموع التكرارات ويكون الناتج هو رتبة الربيع الأعلى).

٣ ـ نقوم بتحديد رتبة الربيعين الأدني والأعلى بالنسبة للتكرار الصاعد.

٤ .. نقوم بحساب قيمة الربيع الأدنى والربيع الأعلى باستخدام القانون
 الأتى .

قيمة الربيع = الحد الأدنى للفئة الربيعية + مدى الفئة × رتبة الربيع - التكوار المتجمع الصاحد للفئة قبل الربيعية تكرار للفئة الربيعية

ويلاحظ أن الغانون السابق هو نفس قانون الموسيط مع تغيير كلمة الوسيط بالربيعية.

ه - بعد ذلك يتم حساب نصف المدى الربيعي بالقانون الآتي:

نصف المدى الربيعي ** رام - رام المدى

، ر٣ = الربيع الثالث ، ر١ = الربيع الأول .

ونطبق الخطوات السابقة على المثال السابق كما يلي:

١ - رتبة الربيع الأدنى = ٢٤٤ = ٤٤

 $147 = \frac{7}{4} \times 177 = 147 \times \frac{7}{4} = 147$

147 = ££ - 177 =

٣- تقع رتبة الربيع الأدنى في التكرار المتجمع الصاعد بين ١٠، ٧٦.

\$ - تقع رتبة الربيع الأعلى في التكرار المتجمع الصاعد بين ١١٦،
 ١٤٨.

٦ - قيمة الربيع الأعلى:

to = 1174177 × 1 · + t · =

 $Y = \frac{1111010}{8}$

11,90=1541=

ويرمز للربيع الثألث بالرمز رس

وللربيع الأول بالرمز را

وفسي الإنجليزية يرمـز للربيع الثالث بالرمز Q3 وللربيع الأول.Q1.

استخدام الربيع في استخراج المجموحات المتطرقة من التوزيع :

عكن أن يستخدم الباحث قيمة الربيع الأعلى فها فوق للكشف عن الأفراد

الموجودين في التوزيع ويمثلون أعلى أداء، وتستخدم قيمة الربيع الأدنس فما أقل للكشف عن الأفراد الذين يقعون في التوزيع ويمثلون أقل أداء، ويطلق على مثل هذه المجموعات بالمجموعات المخططة المستخرجة من جماعة ذات أصل واحد كجماعة الفصل المدرسي مثالاً والتي يمكن من خلال الربيع معرفة المتفوقين دراسياً وغير المتفوقين.

و بعد عملية فصل كل مجموعة على حدة يمكن حساب دلالة الفرق بين تحصيلهم بأسلوب الدلالة المناسب كما سنرى فيما بعد.

(٣) الانحراف عن المتوسط

وجدنا في نصف المدى الربيعي أنه يقتصر على القيم الشي في وسط التوزيع مهملاً القيم التي في طرفي التوزيع. وهذا عيب لا يمكن إغفاله ولذلك فلا بدمن مقياس للتشتت يضع في اعتباره القيم جميعاً. ويعتبركل من الانحراف عن المتوسط والانحراف المعياري من مقاييس التشتت التي تضع في حسابها كل القيم ولذلك يشيع استخدامهما.

وهناك طريقتان لحساب الانحراف عن المتوسط الأولى من القيم الخام والثانية من الجدول التكراري.

أ ـ حساب الانحراف عن المتوسط من القيم الخام:

ويعتمد ذلك على حساب المتوسط الحسابي للقيم ثم حساب انحراف هذه القيم عن المتوسط. ثم جمع مجموع الانحرافات بصرف النظر عن الإشارات وقسمة الناتج على عدد القيم فيساوي خارج القسمة الانحراف عن المتوسط.

مثال:

انحسراف القيم عن المتوسط	القيم	الأشيعاص
1 +	ŧo.	,
A +	04	۲
14 +	14	٣
1 m –	* 1	£
₹ +	6 *	٥
Y	£ Y	7
19-	<u> 40</u>	٧
<u> **£ +</u>	٣٠٨	مجد القيم =
<u> </u>	{ £ ∞ ∨ + ٣ •	متوسط القيم = ٨.
مسفو		

مجموع الانحرافات بصرف النظر عن الإشارات = ٣٤ + ٣٤ = ٦٨ الانحراف عن المتوسط = ٦٨ + ٧٠ = ٩.٧١

والخطوات التي تم اتباعها هي:

١ ـ جمع القيم للأشخاص السبعة.

٧ ... قسمة مجموع القيم على عدد الأشخاص لنحصل على المتوسط،

٣-حساب انحراف كل قيمة عن المتوسط بطرح المتوسط من القيمة .

٤ - جمع الانحراف الموجب الإشارة والسائب الإشارة كل على حدة ،
 ويجب أن يكون كلا الانحرافين متساوياً , فيكون الناتج صفراً .

عـ جمع الانحرافات الموجبة والانحرافات السالبة بصرف النظر عن إشاراتها، على بعضهما البعض.

٦ قسمة مجموع الانحرافات على عدد الأشخاص لنحصل على الانحراف عن المتوسط.

ب ـ حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري:

يعتمد حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري على حساب الفرق بين المتوسط الحسابي ومركز الفئة وضرب هذا الفرق في تكرار الفئات يتضح هذا الكلام في المئال الآتي :

مثال:

س ـ م × ك	س م	س	ك ح	ځ	ك	اب
٤٥	٩	٩	۲۰-	ŧ _	٥	۸ ـ
٨ŧ	V	11	۳٦	٣_	۱۲	- ۱ •
٧٥	٥	14	۳٠_	۲_	١٥	17
o £	۳	10	۱۸	۱	۱۸	-12
١٥	١ ١	۱۷	-	صفر	١٥	17
14	١ ١	14	\V +	۱ +	۱۷	- ۱۸
٥٧	7	¥1	٣٨+	` Y +	11	- Y+
••	ه	77	** +	۴+	11	_ 77
77"	٧	40	#4 +	£ +	٩	Y£
۸۱	٩	44	£0 +	٠+	4	74
0 \$ 7			174 +		14.	
			1.1-			
			70+			

وخطوات حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري هي:

- ١ حساب المتوسط الحسابي.
 - ٢ ـ حساب مراكز الفئات.
- ٣ .. حساب الفرق بين مراكز الفئات والمتوسط.
- ٤ ـ ضرب الناتج من الخطوة السابقة في التكرارات.
 - ه ... نقوم بجمع العمود س -- م × ك.
- ٦ ـ نقوم بقسمة الناتج في الخطوة السابقة على مجموع التكرارات.

لنحصل على الانحراف عن المتوسط. عبر س-م×ك المحصل على الانحراف

ويتضع الكلام السابق بالتعويض عن القانون كما يلي: المتوسط الحسابي = $10 + \frac{170}{170} \times 7 = 10$ الانحراف عن المتوسط = $\frac{017}{170} = 1$,

(٤) الانحراف المعياري

يتشابه الانحراف المعياري مع الانحراف المتوسط في طريقة خسابه والاختلاف الوحيد يتركز في أن الانحراف المعياري يتخلص من الإشارات بتربيع القيم. وللحصول على الانحراف المعياري توجد طريقتان:

الأولى: من القيم الخام.

والثانية: من الجدول التكراري.

أ-حساب الانحراف المعياري من القيم الخام:

وتتلخص هذه الطريقة بعد حساب الانحراف عن المتوسط تربيع هذا الانحراف (للتخلص من الإشارات) ثم إيجاد الجذر التربيعي لمجموع هذه الانحرافات مقسومة على عدد الأشخاص، والانحراف المعياري بهذه

العسورة عبارة عن الجدر التربيعي لمتوسط مربعات الانحراف عن المتوسط.

مثال :

مربع الاتحراف عن المتوسط	الالبحراف عن المتوسط	القيم	الأفراد
	1	40	١
4	۲	۳۷	۲
188	14	٧,	٣
1	١.	££	٤
17	1	۲**	0
Ye	•	44	٦
4	*	77	٧
٣٠٤		777	

المتوسط = ۲۲۸ ÷ ۷ = ۲۴

$$7.09 = \overline{\xi \%, \xi \%} = \overline{\frac{1}{2}} = 90.7$$

ب .. حساب الانحراف المعياري من الجدول التكراري:

وتتبع في ذلك نفس خطوات حساب المتوسط ثم تضرب لدُّ حَ في حَ لنحصل على له أح، وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي:

حيث أن:

ع = الانحراف المعياري.

ف = مدى الفئة.

عدك حُ = مجموع ضرب الانحراف ك ح في ح .

عِدلة= مجموع التكرارات.

مجـك ح = مجموع ضرب الانحراف ح في التكرار.

مثال:

ك تح	ك خ	حَ	ك	ن
۳	۳-	١	٣	0
_	~	صفر	ŧ	Y •
٨	۸+	۱ +	٨	\0
٧٠	1.+	Y +	۰	- ¥ ·
۳١	۳- ۱۸ +		٧.	
	10+			

وبالتعويض عن القانون السابق تكون قيمة ع هي:

$$y = \sqrt{\frac{1}{1 + \frac{1}{1 + \frac{1}$$

تمارين على مقاييس التشتت

١ ـ يوضح الجدول التكراري الآتي توزيع درجات مجموعة من الطلبة
 في أحد مقاييس الاتجاهات.

4	ن
٣	
£	- **
14	-4.
11	- £ ·
1.	_ 4 +
1+	_4.

والمطلوب حساب:

١ .. المدى المطلق.

٢ ـ نصف المدى الربيعي.

٣ ـ الانحراف عن المتوسط.

٤ _ الانحراف المعياري.

٢ ـ فيمسا يلسي قيم ٤٠ أربعين عامسلاً علسى اختبسار للمعلومسات
 الميكانيكية:

والمطلوب:

- ١ _ حساب المدي المطلق.
- ٧ ـ توزيع القيم في جدول تكراري .
- ٣ ـ حساب التشتت عن طريق: نصف الممدى الربيعي والانحراف

المعياري.

سابعاً المعايير Norms

مقدمة: إن القيمة الخام في أي مجموعة من القيم لا تعطي معنى أو دلالة. فإذا فرضنا أن شخصاً ما أخل في مادة 10 من عشريسن $(\frac{\alpha}{17})$ فإن هذه المرجة لا تدل على ما إذا كان هذا الشخص قوياً في هذه المادة أو متوسطاً أو ضعيفاً. فقد يكون الاختيار صعباً حتى أن هذه الدرجة هي أعلى المنرجات وقد يكون سهلاً بحيث أن هذه المدرجة أقل المدرجات أو قد يكون متوسطاً بحيث أن هذه المدرجة تقم في وسط التوزيم.

لهذا فإن القيمة الخام Raw Score لا تستعمل عادة في المقارنات ومن الوسائل المستخدمة لهذا الغرض الدرجة المعيارية والمثينية.

١ ـ الدرجة المعيارية Standard Score

وقانون الدرجة المعيارية (*) قائم على أساس حساب الفرق بين القيمة والمتوسط مقسوماً على الانحراف المعياري.

الدرجة المعيارية = القيمة - المتوسط = س - م الانحراف المعياري ع

 ^(*) يمكن معرفة على هناك فرق له دلالة إحصائية بين درجة الفرد الخام وبين متوسيط جماعته
باستخدام الدرجة المعيارية وترضع درجة الفرد في المعادلة مكان القيمة، ويعتبر الفرق دالأ
عند مستوى ١,٠٥ إذا كانت الدرجة المعيارية ٢,٩٦ ودالاً عند ١,٠٠ عندما تساوي
٧,٥٨.

عوالدرجة المعيارية على ذلك قد تساوي صفراً في حالة تساوي القيمة بالمتوسط.

كذلك تكون الدرجة المعيارية موجبة الإشارة إذا كانت القيمة أعلى من المتوسط.

عوتكون المدرجة المعيارية (S.S.) سالبة الإشارة إذا كانت القيمة أقل من المتوسط.

مثال:

م في المثال السابق = ٥ ع في المثال السابق = ١,٤ فإذا أردنا حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم الآتية:

7-0-1.0

نطبق القانون السابق:

الدرجة المعيارية للقيمة ه. ٤ = المناه المعيارية القيمة ع. ٤ = ١٠٤

الدرجة المعيارية للقيمة ٥ - ٥-٥ - صغر * صفر

 $0, V1 = \frac{1}{1.4} = \frac{0.7}{1.4} = 1.4$

تحويل الدرجات المعيارية للقيم الأصلية:

في الجدول السابق ما هي القيمة المقابلة للدرجة المعيارية + ٢.

معنى الدرجة المعيارية + ٢ هو أن القيمة الخام تزيد عن المتوسط بمقدار ٢ انحراف معياري أي بمقدار ٢ × ١,٤

وفي هذا المثال تكون القيمة المقابلة الدرجة المعيارية + Y تساوي = $0 + Y \times X$

القيمة الخام = المتوسط ± الدرجة المعيارية × ع

ولحساب القيمة المقابلة للدرجة المعيارية ـ ١ فإنها تساوي = ٥ ـ ١ × ٢,٢ = ٥ ـ ١,٤ = ٣,٦ = ٢,٢

٢ ـ الدرجة التائية

وهي عبارة عن درجة معيارية متوسطها ٥٠ وانحرافها المعياري ١٠. وبها يمكن التخلص من الإشارات السالبة والموجبة في الدرجة المعيارية. فمثلاً لوكان لدينا درجة معيارية ١٠ فإن الدرجة التاثية المقابلة لها تساوي = ٥٠ - ١٠ × ١٠ = ٥٠ - ١٠ = ١٠، وقانون الدرجة التاثية يساوي:

٣ ـ المثين

Percentile

يشير المثين لمركز الفرد بالنسبة للجماعة التي ينتمي إليها ويستعين به الأخصائي في عمليات الاختيار المهني Vocational Selection فبعد أن يطبق

الاختبار على الشخص ويقوم بتصحيحه فإنه يحاول أن يعرف مركز هذا الشخص بالنسبة لمجموعته في معايير الاختبار المثينية.

ويدل المثين على النسبة المئوية للقيم التي تقع قبل القيمة المطلوبة. فإذا كانت الرتبة المئينية لشخص ما في اختبار معين بالنسبة لمجموعة هي (٩٠ درجة) كان معنى ذلك أن ٩٠٪ من أفراد العينة تحتل مكاناً أدنى من المكان الذي يحتله هذا الفرد ومعنى ذلك أنه كلما زادت الرتبة المئينية للقيمة ذل ذلك على أنها قيمة كبيرة نسبياً بالنسبة لقيم المجموعة.

مثال :

ك صاعد	ij	Ų
۳٠	۳,	~ Y
۸۰	۰۵	£
١٣٠	ŧ٠	⁴ 3
171	٥٠	- ^
7	۳.	- 1 +
	۲	

والمطلوب في هذا المثال معرفة المئين الـ ٧٠ وتكون أول خطوة هي حساب رتبة القيمة في المجموعة ثم حساب قيمة المئين (قانونهما كقانون الوسيط).

قيمة المثين في المثال السابق:

 $\Lambda, \Lambda = \underbrace{\sharp}_{\sigma+1} + \Lambda = \Upsilon \times \underbrace{1\Upsilon - 1\$}_{\sigma} + \Lambda =$

الخطوات:

٢ ــ لإيجاد قيمة المثين تتبع نفس طريقة الحصول على الوسيط. أي نحصل على
 التكرار المجتمع الصاعد ومنه نعرف تكرار الفئة المثينية .

٣ _ القيمة = الحد الأدنى للفئة +

الفرق بين رتبة القيمة و ك صاعد بدي الفئة تكرار الفئة

تمارين الجدول التكراري الآتي يمثل توزيع أحد السمات الانفعالية:

<u></u>	ٺ
y .	
٨	1 Y
17"	- 1 £
10	- 17
•	 \ ∧
4	¥ •

والمطلوب :

١ - حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم الآتي:

Y+-1V-17-11-1+

٧ ـ حساب قيمة المثين الـ ٥٠ ، ٤٠ ، ٥٥.

٣- أحسب الدرجات التائية المقابلة للدرجات المعيارية الآتية:

. 1, 4 - (+ 2 + 6 + , 0 + 6) - 6 1, 4 +

العبُ ذو الثَّانِي الاجعسَاء النطبيد عي

أولأ

معاملات الارتباط Correlation Coeficient

مقدمة: يستخدم معامل الارتباط في الكشف عن العلاقة بين أي متغيرين وعما إذا كانت هذه العلاقة موجبة أو سالبة. ويقصد بأن العلاقة موجبة (+) أن الزيادة في أحد المتغيرين يتبعه زيادة في المتغير الثاني، مثل الزيادة في انتظام التلاميذ وحضورهم إلى المدرسة يتبعه زيادة في درجة تحصيلهم، ومثل الزيادة في مواظبة العامل على عمله وإطاعته لأوامر رؤسائه (المتغير الأول) يتبعه زيادة في كفاءته الإنتاجية في العمل (المتغير الثاني). كما يقصد بأن الملاقة سالبة (-) أن الزيادة في أحد المتغيرين يتبعه نقصان في المتغير الأخر مثل زيادة أياغ غياب العامل عن عمله (المتغير الأول) يتبعه نقصان في كمية إنتاجية (المتغير الأول) يتبعها نقصان في عدد الوحدات التي يقع فيها العامل في عمله (المتغير الأول) يتبعها نقصان في عدد الوحدات التي يستطيع إنتاجها (المتغير الثاني) أي أن العلاقة تكون عكسية فكلما زادت في يستطيع إنتاجها (المتغير الثاني) أي أن العلاقة تكون عكسية فكلما زادت في ناحية تبعها نقصان (عكس الزيادة) في الناحية الثانية.

وعندما تعبر عددياً عن نوع هذه العلاقة في مجال العلوم الإنسانية كعلم النفس وعلم الاجتماع فإن هذه العلاقة تقع بين أقل من + 1 وبين أقل من - 1 ، أي تقع بين + 1 ، 1 ، 1 ، 1 ، 1 وذلك لأن العلاقة التامة الكاملة سواء أكانت موجبة (+ 1) أو كانت سالبة (- 1) لا توجد في مجال علم النفس

والاجتماع بل توجد في مجال العلوم الطبيعية فقط مثل العلاقة بين حجم الغاز الموجودة وضغطه فكلما زاد ضغطنا باليد على بالونة بها غاز قلت كمية الغاز الموجودة في البالونة بنفس مقدار الضغط . . . وهكذا . كذلك فإننا نجد عند وضعنا لجسم صلب من الخشب مثلاً على سطح إناء به ماء وضغطنا بإصبعنا على هذا الجسم فإن حجم الجزء الذي غاص من هذا الجسم في الماء يعادل كمية الماء التي زادت في الإناء وبنفس المقدار أي أن العلاقة هنا تكون تامة وموجبة أي تساوي + 1 .

والسبب في أن العلاقة في مجال علم النفس وعلم الاجتماع لا تكون تامة موجبة أو تامة سالبة كتلك السابق الكلام عنها في العلوم الطبيعية راجع إلى أن موضوع الدراسة في مجال هذه العلموم (النفس والاجتماع) وهمو أن الإنسان كاثن متغير تبعأ للظروف العبائلية والاجتماعية والبيئية التبي يعيش فيها. فنجده سعيداً في وقت وحزيناً في وقت آخر عندما تحدث له حادثة ما أو تلم به مصيبة أو كارثة لضياع نقوده أو رسوبه وعدم نجاحه في الامتحان أو العمل. كذلك نجد أن هذا الإنسان في وقت ما يتمتع بعلاقات حسنة مع زملائه وأصدقائه وأفراد أسرته وفي وقت آخر نجدأن هذه العلاقات قدسادها التوتر والصراع بسبب عدم التعاون أو المنافسة على موضوع ما بينه وبين باقي أفراد جماعته. كذلك نجد أن هذا الإنسان يفكر تفكيراً صائباً سليماً في لحظة ما، وفي لحظة أخرى نجد أن تفكيره قد تلون بالاضطراب والتفكك -وذلك لشدة واستمرار ما يواجهه في دراسته أو عمله من مواقف الفشل وعدم النجاح، ولهذا كله فإننا لا نتوقع مثلاً أنه إذا حفظ الطالب أو تلميذ التدريب درسه وعرف جميع قواعده وحل كثيراً من الامتحانات السابقة المماثلة أن يحصل على الدرجة النهائية .. وهذا الكلام بالنسبة للأغلبية بالطبع لأنه من المحتمل كثيراً أن يحدث للطالب يوم الامتحان أمر ما يؤدي إلى عدم حصوله على الدرجة النهاثية كتأخر لحظات عن الامتحان نتيجة لظروف المواصلات أو لضياع بطاقة دخوله الامتحان مما يؤدي ذلك إلى تأخره بعض الوقت حتى يتم إثبات شخصيته بوسيلة أخرى. أو كأن يكسر سن قلمه أو ينضب ما فيه من حبر، أو يحدث في بيته أي خلاف بين أبيه وأمه. . . إلخ . كل هذه الأمور بدون أدنى شك تؤثر في نتيجة الطالب وبالتالي ـ وكما سبق أن قلنا ـ لا نتوقع أن تكون هناك علاقة تامة موجبة أو تامة سالبة في مجال علم النفس وعلم الاجتماع بل تكون العلاقة فيهما جزئية موجبة (+ ٢١ ، مثلاً) أو جزئية سالبة المخمس إحصائياً:

أ .. التامة الموجبة .

ب ـ النامة السالبة.

جــ الجزئية الموجبة.

د ـ الجزئية السالبة .

هـ العلاقة الصفرية أي لا يوجد علاقة بين المتغيرين.

وأشكال معاملات الارتباط كثيرة منها:

أ .. معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.

ب ـ معاملات ارتباط بيرسون الآتية :

١ .. معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام.

٧ .. معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحراف عن المتوسط.

٣ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.

جـ ـ معامل التوافق.

د ـ معامل فأي .

هـــ معامل الارتباط الثنائي.

وسنتناول كل منها فيما بعد بالتقصيل محددين الخطوات المختلفة المستخدمة في حسابه، ضاربين كثيراً من الأمثلة المحلولة على ذلك.

(١) معامل ارتباط الرتب لسبيرمان

Rank Correlation

يستخدم معامل ارتباط الرتب لسبيرمان في حالة العينات التي يكون العدد فيها صغيراً ويعتمد في حسابه على ترتيب القيم في كل من المتغيرين موضوع الدراسة ثم حساب الفرق بينهما وبعد ذلك يتم تربيع هذا الفرق للتخلص من الإشارات.

وقانون معامل ارتباط الرتب هو:

ر = ١ - ٢<u>٠٠٠)</u>

ولعل كلامنا يكون واضحاً لو أوردنا المثال الآتي:

مثال (١) .

أراد باحث أن يعرف هل هنائه علاقة بين حجم أسرة العامل الصناعي وكفاءته الإنتاجية أم لا؟. أي هل كلما زاد عدد أفراد أسرة العامل كلما زادت كفاءته الإنتاجية أم العكس؟. فقام الباحث بجمع بيانات عن خمسة من هؤلاء العمال تتعلق بعدد أفراد أسرتهم (المتغير س) وتتعلق بكفاءته الإنتاجية (المتغير ص) فكانت كما يلي:

ن.'	ٺ	رتبة ص	رتبة س	الكفــاءة الإنتاجية (ص)	حجسم الأسرة (س)	العمال (ق)
\Box	١	۲	١	ŧ	a	١
١	١ ـ ١	٥	ŧ	١	۲	. Y
١	١-	۲.	٧	۳	٤	٣
٤	Y +	١	۳	٥	٣	٤
٤	٧	٤	٥	۲	1	۰
11	+ ۴ - ۴ صفر		10	10		

وبالتعويض عن معادلة ارتباط الرتب لسبيرمان في هذا المشال كما يلى:

$$c = 1 - \frac{r \times 11}{6(67 - 1)} = 1 - \frac{rr}{77} = 0$$
 $c = 1 - 60, v = 03,$

حيث أن:

ر = معامل الارتباط.

ف! ٣ مجموع مربع الفرق بين رتبة س، رتبة ص.

ن = عدد الأفراد.

ن = مربع عند الأفراد.

مثال (٢) :

أراد باحث أن يكشف عن العلاقة بين العمر والـذكاء لدى مجموعة مكونة من ٣ سنة أفراد وكانت درجاتهم على هذين المتغيرين كالأتي:

ا ل 1	ٺ	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ٽ
٤	٧	ŧ	۲	5	70	١
صفر	صفر	٣	٣	11	10	۲
صفر صفر صفر	صفر	١	1	14	۳.	۴
	صفر	٥	٥	٨	١.	į
17.	į ÷	Y	٦	11	٨	٥
£	۲.,	٩	ŧ	٧	17	4
4 €	į ÷	71	Y1			
	٤ -					:
	صفر					:

$$C = 1 - \frac{7 \times 37}{P(P^{*} - 1)} = 1 - \frac{121}{P \times 67} = 1$$

$$C = 1 - \frac{331}{P \times 67} = 1 - P \times 7 = 1 - P \times 7 = 1 + P \times 7 = 1 +$$

أ . خطوات حساب معامل ارتباط الرتب:

ومن خلال المثالين السابقين يتضح لنا أن خطوات معامل ارتباط الرتب تنحصر فيما يلي:

١ ـ نقوم بترتيب المتغير الأول (س) ترتيباً تنازلياً وذلك بإعطاء الرتبة الأولى لأكبر درجة والرتبة الثانية للدرجة التي تليها وهكذا. ويوضع هذا الترتيب في العمود الثالث المسمى رتبة س.

٢ ـ نقوم بترتيب المتغير الثاني (ص) بنفس طريقة ترتيب المتغير الأول وذلك بإعطاء أكبر درجة الرتبة الأولى والدرجة التي تليها الرتبة الثانية وهكذا حتى ننتهي من إعطاء رتب لكل درجات المتغير. ويوضع هذا الترتيب في العمود الرابع المسمى رتبة ص.

٣ ـ نقوم بحساب الفرق بين رتبة من وبين رتبة ص وذلك بطرح رتبة ص من رتبة س أو العكس كلاهما صحيح. ويوضع الناتج في العمود المسمى ف أي الفرق.

\$ - نقوم بعد ذلك بتربيع الفرق ويوضع الناتج في العمود المسمى
 ف. ٢ .

٥ ـ نقوم بجمع القيم الموجودة في العمود ف٢ لنحصل على مجدف ٢.
 ويمكن مراجعة الخطوات السابقة للتأكد من صحتها على النحو الآتى:

١ ــ أن يكون مجموع العمود رتبة س مساوياً لمجموع العمود رتبة
 ٠٠٠٠

٢ ـ أن يكون مجموع العمود الخامس ف مساوياً للصفر أي أن يكون
 مجموع القيم الموجبة مساوياً لمجموع القيم السالبة.

٦ ـ و بعد ذلك يتم تطبيق القانون على النحو السابق ذكره.

ب _ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة تكرار القيم في المتغيرين س، ص أو أحدهما.

في أحيان كثيرة يحصل أحد أفراد العينة أو أكثر على نفس الدرجة التي يحصل عليها فرد آخر. أي أن يتكرر وجود أكثر من درجة متساوية في القيمة مع بعضها البعض كأن يحصل محمد في المتغير س وهو التذكر على درجة ١٢ وهي نفس الدرجة التي حصل عليها حسام فلو كانت درجتي أحمد وحسام هما أعلى الدرجات التي حصل عليها أفراد العينة أعطينا أحدهما الرتبة الأولى أي واحد وأعطينا الآخر الرتبة الثانية أي اثنين ثم نقوم بعد ذلك بجمع الرتبين وقسمتهما على عددهما فيكون الناتج هو الرتبة التي توضع أمام درجتي أحمد وحسام وذلك على النحو الآتي:

الأسماء	س	الرتبة	رتبة
أحمد	14	(1)	1,0
حسام	14	(†)	١,٥

منوسط مجموع الرتبتين (٣) + ٢ = ١,٥

مثال (٣) :

ָּרָיָ	ن	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
٩,٠٠	۳,۰	£	١	٨	٧٠	١
٠,٢٥	۰,/۵_	٣	٧,٥	•	14	۲
١,٠٠	١,٠	١,٥	٧,٥	١٠.	19	٣
١,٠٠	١,٠	٥	٤	٧	١٥	ŧ
14,40	۳,٥	١,٥	٥	١.	١٢	ه
74,00	٤,٥_	١٥	10			
	٤,٥+			1		
	صفر					

ففي هذا المثال (٣) نجد أنه عند ترتيبنا للمتغير س أعطينا أكبر قيمة وهي الرئبة واحد، والقيمة التي تلي ذلك هي ١٩، نجد أنه توجد قيمة أخرى مساوية لها فنعطي أحد القيمتين اثنين والقيمة الأخرى الرئبة ثلاثة ثم نقوم بقسمتهما على النحو التالي: ٢ + ٣ = ٥ + ٢ = ٥, ٢ أي أن رئبة كل من القيمتين واحدة وهي ٥, ٢ وذلك لأنهما متساويتين. وكذلك الأمر بالنسبة للقيمة ١٠ في المتغير ص.

و بالتعويض عن معادلة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان في هذا المثال كما يلى :

$$C = 1 - \frac{f \times e, \, \forall 7}{6 \times 67 - 1}$$

$$C = 1 - \frac{131}{6 \times 37} = 1 - \lambda 1, 1 = -\lambda 1, 1$$

ج ـ حساب العلاقة بين متغيرين ينقسمان انقساماً نوعياً بمعامل ارتباط الرتب:

يمكن استخدام معامل ارتباط الرتب في حساب العلاقة بين متغيرين ينقسم كل منهما انقساماً نوعياً حسب طبيعة البحث مثل العلاقة بين تقديرات المدرسين لمستوى تحصيل التلاميذ وبين تقديرات الاقتصاديين لمستواهم الاقتصادي.

مثال:

فيما يلي تقديرات المدرس لمستوى تحصيل ثلاثة من تلاميذه وكذلك تقديرات المختلصين لمستواهم الاقتصادي.

ق التحصيل الاقتصادي رتبة التحصيل رتبة الاقتصادي الفرق مربع الفرق

$$v_{1} = v_{2} = v_{3} = v_{4} = v_{4} = v_{5} = v_{5$$

أي أن العلاقة بين التحصيل والمستوى الاقتصادي علاقة موجبة.

تمارين (*)

١ ـ في دراسة على مجموعة من الأطفال أجرى الباحث عليهم
 (۵) من المفيد في مثل هذه التمارين أن يقوم الطالب بحلها بنفسه أولا حسب القواهد السابقة ثم
 يقوم بمراجعة حله بالحل الموجود بعد التمارين.

اختبارين أحدهما يقيس القدرة على التصور والثاني يقيس اقدرة على التلكر وكان عدد هؤلاء الأطفال ١٠ وكانت درجاتهم كما يلي:

س (التصور): ۲۱ ما ۲۲ ما ۱۸ ما ۱۰ ما ۱۷ ما ۱۷ ما ۲۲ ما ۲۲ ما ۳۲ ما ۱۰ من (التذكر): ۲۱ من (التذكر): ۲۰ من (التذ

٢ ـ أجرى باحث بحثاً على مجموعة من الذكور عددهم ٥ أفراد فطبق
 عليهم اختباراً للشخصية لقياس الانطواء والانبساط فكانت درجاتهم عليهما:

س (الانطواء): ٥..٦..٥..٤.٣ ص (الانبساط): ١٢...١١..١١..٨

أحسب معامل الارتباط في الدراسة والبحث السابقين.

٣ ـ صنفت درجات خمسة من العمال على اختبار للذكاء إلى خمس
 مستويات كما استخرجت تقديراتهم على مقياس الكفاية الإنتاجية فكانت كما
 يلى:

العمال ١ ٢ ٢ ٤ ٥ الذكاء ضعيف اقل متوسط فوق جيد جداً الكفاية مقبول متوسط جيد جيد جداً ممتاز

والمطلوب حساب لارتباط بين اللكاء والكفاية.

الحان:

التمرين الأول :

ف ۲	ن	رتبة ص	رتبة ص	میں	ښو	ق
صفر	صفر	٧	٧	.	17	1
4	٣_	ø	۲	14	۲£	Ť
1	1 +	٤	٠	1 &	۱۸	٣
24	٧+	1	٨	74	١.	£
£9	٧ +	*	4	17	٧	٥
17	٤	1 .	٦	¥	17	٠,
£ 4	٧	٨	1	٥	44	v
1	† +	٣	٤	10	*1	٨
4	٣	7	٣	11	**	4
1	1 +	4	1 •	٣	٦	,
144	1Y_	00	20			
	17 +					
	صف					

$$\frac{11 \cdot \xi}{11 \cdot 1} = 1 = \frac{1 \cdot 1 \cdot \times 7!}{1 - 1 \cdot 1 \cdot \times 1!} = 0$$

$$1 \cdot 17 = 1 \cdot 17 - 1 = 0$$

التمرين الثاني:

فية	نب	رتبة ص	رتبة س	س	س	ڦ
۲, ۲٥	1,0+	1	٧,٥	14	٥	1
Y, Y0	1,0_	۲,٥	1	11	٦	Y
4,40	١,٥	٤	Y,0	1.	9	٣
4,40	1,04	۲,0	ŧ	11	£	£
صفر	صفر		٥	٨	*	•
4	۴+	10	10			

- ۳ صفر

$$\frac{7 \times 7}{71 \times 0} - 1 = \frac{7 \times 7}{7 \times 10^{-1}} - 1 = 3$$

التمرين الثالث:

ٽ	قب	رتبة كفاية	رتبة ذكاء	الكفاية	اللكاء	ق
صغر	صفر	۰	•	مقبول	فبعيف	Ť
صفر	صفر	ŧ	£	متوسط	أقل	ŧ
صفر	صفر	٣	٣	جيد	متوسط	٣
صفر	صفر	*	Y	جيد جدأ	نوق	£
_	مبقر	1	١	ممتأز	جيد جداً	٥

$$1 + \frac{7 \times out}{17} = 1 - \frac{out}{17} = + 1$$

حدود معامل الارتباط

تبين بعد الجزء السابق كيفية الحصول على معامل الارتباط ويجدر بنا هنا أن نعرف من خلال التمارين الإحصائية المختلفة حدود هذا العامل مدللين على ذلك بالامثلة. وإننا نستطيع تبين هذه الحدود من خلال النظر لرتبة كل من المتغيرين، ومن خلال جدول الانتشار أو ما يسمى بالجدول المزدوج.

أ .. من خلال النظر للرتب

١ _ في حالة العلاقة التامة الموجية :

مثال:

ف	ف	رتبة ص	رثبة س	ص	ص	ق
صفر	صفر	1	1	7	٧.	y
صفر	صفر	Y	*	•	14	4
صفو	صفر	۳	۳	۳	4	٣
صفر	صفر	<u> </u>	<u> </u>	صفر	Y	£
صفر	مفر	3+	1.			

$$c = 1 - \frac{7 \times \text{ode}}{1 - 17 \times \xi} = 1 - \frac{\text{ode}}{1 \cdot 1}$$

ر = ۱ ـ صفر = + ۱

ويتضح لنا بمجرد النظر لرتبة كل من المتغيرين س، ص أن قيم المتغير س قد أخذت نفس رتب قيم المتغير ص وفي هذه الحالة نتوقع أن تكون قيمة معامل الارتباط تساوي + ١ أي أنها علاقة موجبة.

٢ . في حالة العلاقة التامة السالبة:

مثال:

فسا	ن	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
٤٩	٧.	٨	1	1.1	40	1
40	ø_	V	4	14	**	¥
4	۳	٣	۳	۲V	14	۳
1	Y =	Đ	٤	٧A	17	٤
١	1 +	ŧ	٥	٣.	4+	
4	۴ +	٣	٣	٤o	4	٦
Yo	s +	Y	٧	٠	٨	Y
11	Y +	1	Α	٩٦	4	٨
174	17	77	**			
	17 8					
	مفر					

$$c = t - \frac{r \times \lambda r t}{\Lambda \times 3 r - t} =$$

ويلاحظ بمجرد النظر إلى العلاقة العكسية بين رتب المتغير (س) ورتب المتغير (س) فنجد أن القيمة الأولى ٣٥ في المتغير س قد أخدت الرتبة ١ بينما القيمة الأولى ١٢ في المتغير ص قد أخدت الرتبة ٨. كذلك نلاحظ أن القيم في المتغير س مرتبة ترتيباً تنازلياً والقيم ص مرتبة ترتيباً تصاعدياً وهنا يعني أن النزيادة في المتغير الأول (س) يتبعها نقصان في المتغير الثاني (ص).

ب .. من خلال جدول الانتشار (*)

في الجدول النكراري يتم وضع الدرجات الخاصة بمتغير واحد فيه على شكل فئات وتكرارات. أما جدول الانتشار أو الجدول المزدوج فهو عبارة عن جدولين تكرارين وضعا معا ليمثلا درجات متغيرين من المتغيرات المراد حساب العلاقة بينهما. لكن الفرق بين الجدول التكراري وبين الجدول المزدوج هو أنه يتم وضع علامة واحدة لتعبر عن كل قيم في الأول أما في الثاني فإنه يتم وضع علامة واحدة أيضاً لكن هذه العلامة تعبر عن قيمتين الأولى خاصة بالمتغير الأول والثانية خاصة بالمتغير الثاني.

وفيما يلي المثالين السابقين في حالة العلاقة النامة الموجبة والعلاقة التامة السالبة لنوضحها من خلال جدول الانتشار.

١ .. في حالة العلاقة التامة الموجية:

مثال:

	÷	_0	صفر	ص/س	ص	س	ق
	۲		//	Y	۳.	٧.	•
	۲	//		- 17	9	1.4	Y
	٤	۲	٧	يج	٣	4	۳
1		<u> </u>	<u>. </u>	<u> </u>	ا صفر	V	ŧ

وقد تم عمل الجدول المزدوج السابق باتباع الخطوات الآتية:

١ عمل جدول بالصورة السابقة والتي تختلف فثاته حسب عدد
 القيم .

 ^(*) ويطلق عليه أيضاً اسم الجدول المزدوج.

- ٢ ـ جعل فثات المتغير س هي المربعات الرأسية .
- ٣ ـ جعل فئات المتغير ص هي المربعات الأفقية.
- ٤ عمل فئات للمتغير س بنفس طريقة الجدول التكراري -
- ه ـ عمل فئات للمتغير ص بنفس طريقة الجدول التكراري.
 - ٣ ـ لوضع درجات المتغيرين في الجدول يكون كالآتي:

١ ـ يتم تفريغ كل درجتين متقابلتين معاً ، وعلى سبيل المثال يتم تفريغ
 القيمتين الخاصتين بالفرد ١ الأول وهما ٢٠، ٦ معاً .

٢ ـ نجد بالنسبة للقيمة الأولى من المتغير س وهي ٢٠ يمكن تفريغها في الفئة ١٧ ... ، وأن القيمة الأولى من المتغير ص وهي ٦ يمكن تفريغها في الفئة
 ٥ ـ . .

٣ نبحث عن المربع المقابل للفئة ١٧ وفي نفس الوقت يكون مقابلاً
 للفئة ٥ وهو هنا في هذه المحالة المربع الأخير.

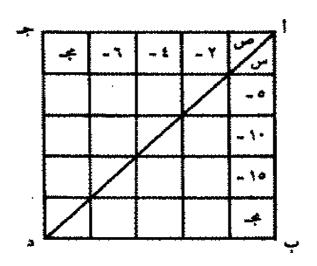
٤ ـ نقوم بوضع علامة / في هذا المربع لتعبر هذه العلامة عن العلاقة
 بين هاتين الدرجتين ويمكن أن نصور ذلك على النحو الآتي :
 الفئة ٥ ـ

هـ بالنسبة للقيمتين التاليتين الخاصتين بالفرد (٢) الثاني وهما ١٨ ، ه نجد أن القيمة الأولى ١٨ من المتغير س يمكن تفريغها في الفئة ١٧ ـ ، وأن القيمة الثانية ه من المتغير ص يمكن تفريغها في الفئة ٥ ـ وعلى هذا الأساس يتم البحث عن المربع المقابل لكل من هاتين الفئتين معاً فنجده أنه هو نفس المربع الأخير والسابق وضبع علامة للقيمتين ٢٠، ٦ فيه فيتم على هذا الأساس وضع علامة ثانية في نفس المربع لتعبر عن العلاقة بين الدرجتين المربع لتعبر عن العلاقة بين الدرجتين

٣.٩ النسبة للقيمتين التاليتين الخاصتين بالفرد (٣) الثالث وهما ٣،٩ نجد أن القيمة الأولى من المتغير س يمكن تفريغها في الفئة ٧ - ، والقيمة الثانية من المتغير ص يمكن تفريغها في الفئة صفر ... وعلى هذا الأساس يتم بعد ذلك البحث عن المربع لكل من الفئتين السابقتين فنجد أن المربغ الأول في العمود الأول والصف الأول فيتم وضع علامة / فيه لتعبر عن العلاقة بين هاتين المرجتين .

٧ ـ كذلك نجد أنه يمكن تمثيل القيمتين الأخيرتين الخاصتين بالفرد
 (٤) الرابع وهما ٧، صفر في نفس مربع القيمتين السابقتين وهما ٣،٩.

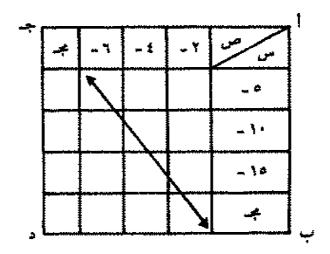
النتيجة: عندما تكون العلاقة تامة موجبة فإننا نجد أن انتشار العلامات في الجدول يسير في الاتجاء من أدد كما يتبين في الجدول السابق:



٢ - في حالة الملاقة التامة السالية:

س	ص	أيرسيسم	,	·····			
40	14	J. J.	- 14	- 44	_ £ Y	- eY	
44	۱۳	<u>- ۲</u>		/	//	/	
1.4	YV	- 17		11			
17	ΥA						
1.	٣٠	_ Y Y					
4	23	* Y	//				
٨	٠	- 					
Y	70	ب لــنــا			L	<u> </u>	

المنتيجة: تم وضع القيم الخاصة بالمتغيرين بنفس الصورة السابقة وعندما تكون العلاقة تامة سالبة فإن انتشار العلامات في الجدول يسير في الاتجاه من حسب كما يلي وكما يتبين في الجدول السابق.



تمارين

١ - أجرى باحث دراسة على مجموعة من العمال للكشف عن العلاقة
 بين أجورهم وعدد مرات الجزاءات التي توقع عليهم فكانت القيم التي
 حصل عليها بالنسبة لخمسة عشر عاملاً بالنسبة للأجور والجزاءات هي:

ص: ۳۰-۸۲-۲۲-۲۲-۲۲-۲۲-۱۱-۱۱-۱۱-۸-۷-۷-۷-

بين العلاقة بين المتغيرين بالطرق الآتية:

أ .. جدول الانتشار .

ب - الرتب بين المتغيرين.

جــ الطريقة الإحصائية.

٢ ـ أراد باحث أن يعرف العلاقة بين العمر والأجر الذي يحصل عليه الموظف في عمله فأجرى بحثه على ثماني أفراد فكانت أعمارهم وأجورهم كما يلى:

س: ١٠- ٢٠ - ٢٥ - ٣٨ - ٤٣ - ٤٥ - ٤٨ - ٥٠

ص: ۲۷ ـ ۱۸ ـ ۲۷ ـ ۲۲ ـ ۲۲ ـ ۱۸ ـ ۱۷

أحسب العلاقة بين المتغير بنفس الطريقة السابقة.

الحل:

١ .. حل التمرين الأول:

١ ـ عن طريق جدول الانتشار:

4	- ¥* •	- Y4	_ Y Y	- ۱۸	-11	-	- 4	ں من
	/	//						-1.
			1					- 4.
•			/	//				-4.
					11	/		- { •
						/		
·····						1	//	- 1.
							/	V ·
<u>-</u>								بد.

ويتضح من مسار خط الانتشار الذي يصل بين ب، جـ أن نوع العلاقة تامة سالبة.

ب . عن طريق الرتب بين المتغيرين:

ف	ن	رتبة ص	رتية س	ص	سو	ق
197	11 +	. 1	ەر	۳.	١.	1
111	17+	4	Ţ, e	47	10	۲
4 * *	1++		lir	44	17	۳
٦٤	٨ +	٤	114	٧٤	YV	٤
44	٦ +	٥	111	**	44	٥
17	٤ +	۳.	١.	٧.	Y**	٦
٤	Y +	٧	4	14	۳۸	٧
صفر	صفر	٨	^	17	٤٠	٨
£	۲	٥	V	10	į o	4
7	٤ _	١.,	٦,	14	٤٨	1.
41	۲	11	a	11	٥.	11
3.5	۸ ـ	14	٤	4.4	70	11
4	1 -	14/	1 "	٨	77	14
128	1 Y	12	*	٧	۸r	18
147	18 -	10	*	٦	٧٠	١٥
117.	67					
	07 +					
	حبقو					

ويتضح من رتبتي س، ص أن رتبة القيمة الأولى في المتغير س خمسة عشر بينما رتبة القيمة الأولى في المتغير س خمسة عشر بينما رتبة القيمة الأولى في المتغير ض واحد، ويتضح لنا من مجرد النظر للرتب أن العلاقة عكسية.

$$\frac{717 \times 7}{117 \times 7} = 1 = \frac{117 \times 7}{117 \times 7} = 0$$

وتشير القيمة الناتجة ـ ١ إلى أن العلاقة تأمة سالبة .

٢ ـ حل التمرين الثاني:

١ ـ عن طريق جدول الانتشار:

يجد	~ * Y	Y4	- 44	_ 74	- Y	- \٧	سرص			
						/	- 41	ص ۳۲	س ۱۰	
						/	-, 70	Y.A	٤A	
<u></u>	/						_*.	YV	٤٥	
					11			3.4	٤٣	
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·				,				**	* **	
							- 1 -	٧٠	40 40	
			//				- to	17	Y+	
							*		·	

ويلاحظأن خط الانتشار الخاص بالعلامات يسير في الاتجاه أ ــ د مما يعطينا تنبوءاً بأننا لو حسبنا العلاقة فستكون موجبة .

٢ ـ عن طريق الرتب:

فسا	ٺ	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
مىفر	صفو	N.	1	44	••	1
صفر	صفر	۲	۲	۲A	£٨	Y
صفر	منفر	٣	۲"	YV	į o	*
صفر	صفر	٤	ŧ	Y£	£ 7*	٤
صفر	صفر	٠	٥	**	" ለ	٥
صفر	صفر	٦	٦	۲.	۳0	7
صفر	صفر	٧	٧	۱۸	Ye	٧
صفر	صفر	٨	٨	17	٧.	٨
صفر	صفر					

ومن مجرد النظر إلى رتب س، ص نجد أن قيم س قد أخذت نفس رتب ص مما يجعلنا نتنبا أيضاً بأن العلاقة ستكون ـ لو حسبناها إحصائية ـ تامة موجبة.

٣ ـ بالطريقة الإحصائية:

$$m = 1 - \frac{7 \times m d_{1}}{4 \cdot 1} = -\frac{m d_{1}}{4 \cdot 0}$$
 $m = 1 - m d_{1} = + 1$

(٢) معاملات ارتباط بيرسون

تتفادى معاملات ارتباط بيرسون العيوب الموجودة في معامل ارتباط الرتباط الرتباط المتعلقة باعتماده على الرتب في حسابه لا على القيم نفسها . ومعاملات بيرسون هي :

أ .. معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات.

ب معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام. جـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.

وبدون شك فهناك أنواعاً عديدة أخرى من معاملات الارتباط سياتي ذكرها في القسم الخاص «بالإحصاء المتقدم» بعد ذلك. وسنتناول فيما يلي طرق حساب معاملات ارتباط بيرسون كل على حدة.

أ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات.

يعتبر معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات من أكثر معاملات الارتباط شيوعاً لأنه يتأثر بجميع القيم المعطاة. فهو إذاً يسد نقصاً هاماً في معامل ارتباط الرتب لأن ذلك الأخير يتناول في حسابه الرتب لا القيم نفسها كما سبق أن ذكرنا، وحساب معامل الارتباط على أساس الرتب أقل دقة من حسابه على أساس القيم إذ أن زيادة القيمة أو نقصها لا يغير من قيمة معامل الارتباط إذا حسبناه باستخدام معامل الرتب لسبيرمان. هذا بينما يتأثر معامل بيرسون بأي تغيير في القيمة. وسنعطسي أمثلة نقسار ن من خلالهسا بين الطريقتين، ولكي يتأكد بواسطتها هذا الكلام ا

ويعتمد معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات على حساب المتوسط الحسابي لكل من المتغيرين المراد معرفة العلاقة بينهما ثم يتم حساب انحراف كل قيمة عن متوسطها ثم تربيع هذه الانحرافات وضربها في بعضها بعد ذلك.

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة مكونة من أربعة أشخاص لمعرفة العلاقة بين مستوى ذكائهم (س) وسمات شخصيتهم (ص)، وكانت دراجاتهم على المتغيرين س، ص كما يلي:

م س∞ ک<u>لا</u> ≃ ۲۱٫۷۵ م ص ≔ سست ۲۷٫

وقانون معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانبحرافات هو:

حيث أن:

مجدح سرح ص = حاصل ضرب ح س في ح ص

حُ اس = مربع المحراف القيم عن متوسطها وذلك بالنسبة للمتغير س.

حُ الله مربع المحراف قيم المتغير ص عن متوسطها. وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد أن:

والخطوات التي تم من خلالها خسباب معاميل الارتبياط عن طريق . الانحرافات هي: ١ - جمع قيم المتغير س وقسمة الناتج على ن ويكون الناتج هو متوسط هذا المتغير. ولقد كان مجموع قيم المتغير س (جسس) في المثال السابق ٨٧، ومتوسط هذا المتغير ٢١،٧٥.

٢ جميع قيم المتغير ص وقسمة النائيج على ن ويكون النائيج هو
 متوسط هذا المتغير. ولقد كان مجموع قيم المتغير ص (مجـ ص) في المثال
 السابق ١٩٠، ومتوسط هذا المتغير ٥ ,٤٧.

٣ ـ حساب انحراف كل قيمة من قيم المتغير س عن متوسطها وذلك بطرح هذا المتوسط من كل قيمة من قيم المتغير س ويوضع الناتج في العمود ح س أي انحراف القيم عن متوسطها.

٤ .. حساب انحراف كل قيمة من قيم المتغير ص عن متوسطها وذلك بطرح هذا المتوسط من كل قيمة من قيم المتغير ص ويوضع الناتج في العمود ح ص أي انحراف القيم عن متوسطها.

ه .. تربيع كل انحراف من الانحراف الموجسودة في العمسود ح س ليتم الحصول على العمود ح س . ويتم بعد ذلك جمع مربع انحرافات هذا العمود لنحصل على مجدح س .

٦ ـ تربيع كل انحراف من الانحراف الموجودة في العمود ع ص ليتم الحصول على العمود ع ص ليتم الحصول على العمود ع ص . ويتم بعد ذلك جمع مربع انحرافات هذا العمود لنحصل على مجرع ص .

٧ ـ يتم ضرب الحراف خ س × خ ص ليتم الحصول على خ س خ ص .
 ص. ويتم بعد ذلك جمع حاصل ضرب هذه الانحرافات في بعضها لنحصل على عجـ خ س ح ص .

٨ ـ بعد ذلك يطبق القانون السابق ذكره.

مقارنة معامل ارتباط الرتب بمعامل الارتباط عن طريق الانحرافات

سبق أن قلنا أن عيوب معامل ارتباط الرتب أنه يعتمد في حسابه على الرتب لا على القيم نفسها. ومعنى ذلك أنه لو تغيرت القيم فلن تتأثر قيمة معامل الارتباط. لكنه في حالة معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات فإننا نجد أن أي تغير في القيم يؤثر على قيمة معامل الارتباط وهذا هو المتوقع. وفيما يلى مثالاً تم حله بطريقة الرتب وبطريقة الانحرافات.

بطريقة الرتب:

ٺ٢	فب	ز ص	ز س	ص	س	ق
صفر	صفر		Y	٤٥	Y +	1
٤	*	1	٣	٠.	10	۲
صفر	صقر	٤	٤	۳.	٥	٣
<u>ŧ</u>	<u> </u>	٣	١	£ 1	**	ŧ
Ä	صفر					

 $\cdot, Y = \cdot, \Lambda - 1 = \frac{1}{1 \cdot 1} - 1 = \frac{\Lambda \times 7}{1 \cdot 1 \cdot 1} - 1 = \dots$

بطريقة الانحرافات:

خ س خ ص	حٌ ' ص	ح ٌ س	ح ص	ح س	ص	س	ق
10,48+	18,7	۱۸,٦	¥, vo +	1,40 +	٤٥	٧,	١,
٦,0٦	٧٦,٥٦	۰۰,۵۲	A, Y0 +	۰,۷۵	٥٠	۱٥	۲
14.44	177,07	11,03	11,70	1.,	۳.	٠٥	٣
٩,،٦	1,07	٥٢,٥٦	1,70	V, Yo +	٤٠	74	٤
10,7Y- 147,7A+ 141,44	Y1A,Y£	1 47, ¥£			170	444	

$$10, \forall 0 = \frac{17}{2} = 0, \forall 0$$
 $0, \forall 0 = \frac{17}{2} = 0, \forall 0$
 $0, \forall 0 = \frac{17}{2} = 0, \forall 0$
 $0, \forall 0 = \frac{17}{2} = 0, \forall 0$
 $0, \forall 0 = \frac{17}{2} = 0, \forall 0$
 $0, \forall 0 = \frac{17}{2} = 0, \forall 0$

.,7. = 171.77 =

وهكذا يتضح أن قيمة معامل الارتباط قد تغيرت في معامل ارتباط الرتب عنه في معامل الارتباط عن طريق الانحرافات. ليس ذلك فقط بل وكما سبق أن قلنا فإن معامل ارتباط الرتب نفسه لا تتغير قيمته إذا زادت القيم أو نقصت ما دامس هذه الزيادة أو النقص لا يغير وضم القيمة بالنسبة للمجموعة، في حين أن قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات تتغير لو تغيرت القيم. وسنعطي فيما يلي أمثلة تبين ذلك.

مثال:

					قبل تغيير القيم		
Ĺ	ن ،	ر ص	ر س	ص	من	ق	
صغر	صفر	٣	۳	۲.	10	1	
صفر	صفر	Y	۲	۴.	**	*	
صفر	صفر	٤	ŧ	3.	٨	٣	
صفر	صغر	1	1	٤٠	40	ŧ	
صغر	صفر		<u>نير</u> ۲	- -1= - -	i × 7 - 1	س =	

س = ۱ ـ صفر = + ۱

وحساب نفس المثال مع تغيير في القيم في كل من المتغيرين: .

					بر القيم	بعد تغيي
ڦ	ٺ	ر ص	ر س	ص	س	ق
صفر	صفر	٣	۴	١.	١.	1
صفر	صفر	Y	۲	Ye	٧.	4
صفر	صفر	٤	£	ŧ	٥	٣
صفر	صفر	1	1	40	**	٤
صفر	صفر		صفر × ۱۵	- 1 = / 1	×٦ - ١٦) ٤ - ١	س = ا
				1 +	ا صفر =	س == ١

وهكذا نجد أن معامل ارتباط الرتب لم تختلف قيمته عن + ١ رغماً من اختلاف القيم في المتغيرين س، ص في الحالتين. بينما تختلف قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات في نفس الحالتين السابقتين وسنبين ذلك فيما يلى:

الحالة الأولى: قبل تغيير القيم.

•			_			_	_
عُ س خُ	سخ ۲ مس	ے' س	حَ ص	خ س	ص	س	ق
41,40	70	44,+7	o	٦, ٢٥	٧٠	١٥	١
44,40	۵۲	44, 17	o +	a, ya +	۳,	47	۲
194,70	440	140,07	۱۵	14,40 -	١.	٨	٣
7.7, 70	770	144, • 7	10+	14,40 +	٤٠		ŧ
\$70,**	۰۰۰	£٣7,V£			١.,	٥٨	

الحالة الثانية - بعد تغيير القيم:

وهكذا نجد أن قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات قد تغيرت قيمته في الحالة الأولى عنه في الحالة الثانية وذلك لأن القيم نفسها قد تغيرت أي أن قيمة معامل الارتباط تتأثر بالقيم نفسها بينما لم نجد ذلك في معامل ارتباط الرتبا

ب .. معامل ارتباط بيرسون عن طريق القم الخام:

وجدنا في معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات أنه يتطلب كثيراً من الخطوات ونتائجه يوجد بها الكثير من الكسور مما يحتاج لوقت طويل في حسابه إلى جانب أن الباحث قد يقع في الكثير من الأخطاء نتيجة لذلك. أما معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام فيتحاشى ذلك. ويعتصد هذا المعامل في حسابه على تربيع القيم في كل متغير من المتغيرين ثم ضرب المتغير س في المتغير ص. وفيما يلي مثالاً يوضح ذلك:

مثال

وقانون معامل الارتباط عن طريق القيم الخام:

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد أن قيمة:

$$\begin{array}{c}
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt{1 \times 1} \times \\
\sqrt{1 \times 1} \times -\sqrt$$

$$\frac{r_{1}}{A \cdot r_{1} \cdot r_{2}} = r_{1} \cdot r_{2} \cdot r_{3} \cdot r_{4}$$

$$\frac{r_{1}}{A \cdot r_{1} \cdot r_{2}} \cdot r_{3} \cdot r_{4} \cdot r_{5} \cdot$$

$$c = \frac{1!}{1! \cdot 1!} = \frac{1!}{1! \cdot 1!} = \frac{1!}{1! \cdot 1!} = 0.48.$$

خطوات حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم النخام:

١ ـ تربيم قيم س ويوضع الناتج في العمود س٠٠.

٢ ـ تربيع قيم ص ويوضع الناتج في العمود ص".

٣ ـ ضرب قيم س × قيم ص ويوضع الناتج في العمود س ص.

٤ .. تجمع الأعمدة لنحصل:

من العمود الأول على مجسس،

ومن العمود الثاني على مجدص،

ومن العمود الثالث على بجسس".

ومن العمود الرابع على مجـ ص".

ومن العمود الخامس على مجـ س ص.

ه .. نطبق القانون الأتي:

ر = مجـ س ص<u>م بحـ س</u> ن

کیم س× (بجرس) × بعر س ۱ (بجر ص) ۲ م

حيث أن:

س = معامل الارتباط.

مجدس ص = مجموع ضرب القيم في المتغيرين س، ص في بعضهما البعض.

ن = عدد الأفراد.

مجـ س = مجموع القيم في المتغير س.

مجر ص. = مجموع القيم في المتغير ص.

مجـ س ا = مجموع تربيع القيم في المتغير س.

مجـ ص على المتغير ص.

جــ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار:

السابقين سواء أكان عن طريق القيم الخام أو الانحرافات أنهما يصلحان من السابقين سواء أكان عن طريق القيم الخام أو الانحرافات أنهما يصلحان من الناحية العملية في حالة العينات الصغيرة. أما إذا تضمنت العينة التي يجري عليها الباحث بحثه مئات من الأشخاص فإنه سيستغرق وقتاً طويلاً جداً في حسابه لمعامل الارتباط بهاتين الطريقتين كما أنه محتاج في نفس الوقت لمساحات كبيرة من الورق يسجل عليها قيم المتغيرين س، ص ويجري حساب العلاقة بينهما. ولذلك فإن معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار. والجدول المزدوج، يصلح في مثل هذه الأحوال إذ نتمكن من وضع درجات المتغيرين في هذا الجدول لأي عينة من العينات مهما كبر حجم هذه العينة. وقد سبق أن بينا كيف يمكن تفريغ درجات المتغيرين في هذا الجلول. وسنكتفي هنا في معرفة خطوات حساب هذا المعامل.

مثال:

فيما يلي درجات مجموعة مكونة من ١٥ خمسة عشر تلميذاً على اختبار للذكاء (س) والذاكرة (ص).

درجات س: ۲-۱۱ ما ۱۲ ما ۱۵ ما ۱۹ ما ۱۸ ما ۲۰۱۱ ما ۲۲ ما ۲۳ ما ۲

وفيما يلي جدول الانتشار الخاص بالمتغيرين السابقين:

حَ س حَص	عُ ' س	ے س	٠.	مجـ س	_44		- 17	Y	س س
10+	٩	۹_	۱ _	4			4 1	177	- 4
			صفر	Ϋ́			١	٣	-1+
۳	۲	۲ +	۱ +	۲			į į į	Ý	- 1V
Y +	ŧ	¥ +	۲ +	١					- 71
\Y +	10	۹.,		10	٠	صغر	ø	4	ہے۔ ص
٣		ŧ +							<i>ب</i> سون
11 +		٥			1+		١	Ť	ځ.
			′ ۲ ۲_	YY"_	۱+		٥_	۱۸.	ع ً ص
				۹ +					ے ح
				£ Y	1		٥	٣٦.	ے ص
				11 +	¥		۲	1.	حَ من حُس

وقانون معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانتشار هو:

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق:

$$\frac{77 - \times \circ_{-} - 1\xi}{10}$$

$$\frac{777 - 3}{10} \times 73 - \frac{17}{10}$$

$$\frac{11}{10} - 1\xi$$

$$\frac{11}{10} -$$

وخطوات حساب هذا المعامل هي:

١ ـ تفريخ القيم المعطاة في جدول الانتشار. ويتم جمع التكرارات الموجودة في كل صف لنحصل على مجس، كما يتم جمع التكرارات الموجودة في كل عمود لنحصل على مجدس.

٧ .. يتم وضع انحراف فرضي أمام مجدس، مجد ص لنحصل على حَ.

٣ ـ يتم ضرب الانحراف الفرضي في التكرار المقابل له (الموجود في عدس، أو عدص) ليتم الحصول على ح سرح ص ثم يتم ضرب ذلك الاخبر في ح لنحصل على ح س، ح ص.

٤ منقوم بضرب الانحراف الفرضي المقابل للصف الأول × الانحراف
 الفرضي المقابل للعمود الأول في نفس الجدول، ونضع الناتج في الركن

العلوي الأيمن للمربع (وهو هنا في هذا المشال المربسع الأول في الصف الأول) ثم نضرب هذا الناتج في تكرار الخلية ونضع ناتج الضرب في الركن الأسفل الأيسر من نفس المربع.

هـ نقوم بضرب الانحراف الفرضي للصف الأول أيضاً > الانحراف الفرضي للعمود الثاني، ونضع الناتج في الركن العلوي الأيمن من المربع الثاني في الصف الأول، ثم نضرب الناتج > تكرار الخلية. ونضع الناتج بعد ذلك في الركن الأسفل الأيسر من نفس المربع. وهكذا حتى نهاية تكرارات الصف الأول.

٦-نقوم بضرب الانحراف الفرضي للصف الثاني × الانحراف الفرضي للعمر والأداء ونضع الناتج في الركن العلوي الأيمن في المربع الأول في الصف الثاني ونضرب بعد ذلك الناتج × تكرار هذا المربع . وهكذا حتى نهاية الصف الثاني . ثم ننتقل إلى الانحراف الفرضي للصف الثالث . . . وهكذا .

٧ نقوم بجمع حواصل الضرب السابقة الموضوعة في الركن الأسفل الأيسر في المربعات بالنسبة للصف الأول ويوضع هذا الناتج في العمود ح س ح ص وكذلك بالنسبة للصف الثاني والثالث. . . وهكذا . ثم تتم نفس هذه الخطوة بالنسبة للعمود الأول ويوضع هذا الناتج في الصف ح ص ص س م وكذلك الأمر بالنسبة للعمود الثاني والثالث . . وهكذا .

٨ ـ يجب أن يكون الناتج في مجـ ح ٢ س ح ٢ ص مساوياً للناتج في مجـ
 ح ٢ ص ح ٢ س .

٩ .. نطبق بعد ذلك القانون السابق.

تمارين محلولة على معاملات الارتباط السابقة

١ ـ طبق باحث اختبارين على مجموعة من التلاميذ عددهم عشرة أحدهما يقيس الذكاء والآخر يقيس الثبات الانفعالي، فكانت درجاتهم على هذين الاختبارين كما يلى:

ص: ۱۷-۲۲-۱۷-۲۵-۲۵-۲۵-۱۸-۳۲

أحسب الارتباط بين اللذكاء والثبات الانفعالي بطريقة الرتبب والانحرافات.

۲ ـ أجرى باحث دراسة على عينة من الأطفال مجموعها عشرة لمعرفة العلاقة بين مستوى الذاكرة لديهم وبين أعمارهم فكانت درجات ذاكرتهم وأعمارهم كما يلي:

س: ۲۵۰۹ ما ۲۵ مفرسه ما ۲۵۲ ما ۲۵۰

ص: ٢ ـ ٥ ـ ٤ ـ ٣ ـ ٣ ـ ٢ ـ ٧ ـ ٢ ـ ٢ ـ ٥ ـ ٢

أحسب معامل الارتباط بين س، ص بطريقة الرتب والانحرافيات والقيم.

الحل:

التمرين الأول:

١ - بطريقة الرتب:

صفر

$$=\frac{\pi Y}{99}, \quad 1 = \frac{97}{10} \times \frac{1}{10} = 0$$

. ,
$$V = , \Upsilon_- Y = ,$$
 , $V = (*) \cdot , \Upsilon_- Y = V_*$

^(*) بالنقريب.

٢ ـ بطريقة الأنحرافات:

٢ ـ بطريقة الانحرافات:

(٣) معامل التوافق^(*)

تهتم معاملات الارتباط السابقة بإيجاد العلاقة بين المتغيرات التي يمكن قياسها قياساً كمياً باستخدام الأدوات المختلفة في علم النفس وعلم الاجتماع. لكننا نجد في نفس الوقت أن هناك الكثير من المتغيرات النوعية التي تنقسم فيما بينها انقساماً كيفياً وتحتاج إلى إيجاد العلاقة بينها، كالحاجة مثلاً إلى إيجاد العلاقة بينها، كالحاجة العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء بلون العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء ويقع على عاتق معامل التوافق حساب مثل هذا النوع من العلاقات. ويحسب معامل التوافق من خلال الانتشار لتكرارات تلك المتغيرات النوعية وذلك بتربيع كل تكرار وقسمته على حاصل ضرب مجموع عمود التكرار في مجموع صفه، وذلك بالنسبة لكل صف ثم يتم جمع التكرارات المربعة في كل صف على بعضها البعض. . . وهكذا في باقي الصفوف.

وفيما يلي مثالاً نوضح من خلاله خطوات حساب معامل التوافق . مثال :

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين الصفات الوراثية بالنسبة للون البشرة لدى الأبناء بلون البشرة لدى الأباء فحصل على البيانات الأتية في جدول الانتشار.

Cofficient of Agreement. (#)

ج.	قمحي	أبيض	أسمر	الأبناء الأبناء
1 *	o	٣	۲	أسمر
٧	*	1	£	أبيض
۱۳	۳	٦	ź	قمحي
۳.	١.	۱.	١.	ب چ

$$\frac{(0)}{(1)} + \frac{(0)}{(1)} + \frac{(0)}{(1)} + \frac{(0)}{(1)} + \frac{(0)}{(1)} + \frac{(0)}{(1)}$$

$$\frac{\Upsilon(\Upsilon)}{\Upsilon \times 10^{-4}} + \frac{\Upsilon(1)}{\Upsilon \times 10^{-4}} + \frac{\Upsilon(2)}{\Upsilon \times 10^{-4}} = \frac{1}{12} \frac{(1)^{1/4}}{(1)^{1/4}} + \frac{\Upsilon(1)}{12} = \frac{1}{12} \frac{(1)^{1/4}}{(1)^{1/4}} + \frac{\Upsilon(1)}{12} = \frac{1}{12} \frac{(1)^{1/4}}{(1)^{1/4}} + \frac{(1)^{1/4}}{(1)^{1/4}} + \frac{(1)^{1/4}}{(1)^{1/4}} = \frac{1}{12} \frac{(1)^{1/4}}{(1)^{1/4}} + \frac{(1)^{1/4}}{(1)^{1/4}} + \frac{(1)^{1/4}}{(1)^{1/4}} = \frac{1}{12} \frac{(1)^{1/4}}{(1)^{1/4}} + \frac{(1$$

$$v_{1} = \frac{v_{1}}{v_{1}} = \frac{1}{v_{1}} + \frac{1}{v_{1}} + \frac{1}{v_{2}} = \frac{1}{v_{1}}$$

$$\frac{'(T)}{3T \times 10} + \frac{'(T)}{3T \times 10} + \frac{'(T)}{3T \times 10} = \frac{(T)}{3T \times 10} + \frac{(T)}{3T \times 10} = \frac{(T)}{3T \times 10} + \frac{(T)}{3T \times 10} = \frac{(T)}{$$

$$1,10 = \cdot, £V + \cdot, T \cdot + \cdot, T \wedge = 0$$

خطوات حساب معامل التوافق(*).

١ سيتم إيجاد مربع تكرار كل خلية من خلايا جدول الانتشار ثم يتم قسمة هذا البربع على مجموع تكرارات عموده مضروباً في مجموع تكرارات صفه كما يلى:

مربع تكرار الخلية مجموع تكرار العمود × مجموع تكرار الصف

٢ ـ يتم جمع النواتج بالنسبة لكل صف على حدة.

٣ . تقوم بجمع مجموع الصفوف على بعضها البعض لنحصل على جـ الصفوف.

الطبق القانون الآتي:

- i - √- i .

حيث ان :

ق = معامل التوافق.

۱ = مقدار ثابت.

بجه مجموع الصفوف المشار إليها في ٣.

(٤) معامل ارتباط فاي Phi Correlation

في كثير من الأحيان يجد الباحث أن المتغيرين الللذين يريد دراسة العلاقة بينهما ينقسمان (أي كل منهما) إلى قسمين نوعيين فقط. ويصلح هذا المعامل مثلاً عندما يريد الباحث إيجاد العلاقة بين من أجابوا على أحد

^(\$) تكون فثات كل متغير مساوية لفثات المتغير الأخر.

الأسئلة بنعم ولا، مع من أجابوا بنعم ولا أيضاً على سؤال آخر في نفس المقياس أو الاستبيان. ويعتمد هذا المعامل في حساب على التكرارات الموجودة بجدول الانتشار. وقانون معامل فاي:

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من أجابوا: نعم، لا على السؤال الأول في أحد استبيانات الاتجاهات الاجتماعية بمن أجابوا: نعم، لا على السؤال الثاني في نفس الاستبيان فكانت نتائج التكرارات هي هذين السؤالين كما يلى:

,	بج		7,	۴	نہ	من ص
د	١٥	ŗ	~		١.	تعم
•	۱۵	٤	4.	/s;	,	צ
١	۴٥	ح	١٥	ز	۱,٥	 -

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من عولجوا بدواء ومن لم يعالجوا به وبين من شفوا ولم يشفوا من هاتين الفئتين (أي من أخذوا الدواء ومن لم يأخذوه). فكانت التكرارات كما في جدول الانتشار الآتي:

*	لم يشفوا	شفوا	<u>w</u>
ځ ۲۸	7	7.	عولجوا
۴۰ ز	70 1	7	لم يعالجوا
۸۳	aT	- - -	

(٥) معامل الارتباط الثنائي

في كثير من الأحيان يجد الباحث في مجال علم النفس وعلم الاجتماع والعلوم الاخرى أن عليه أن يصل إلى العلاقة بين متغيرين أحدهما ينقسم إلى فشات كمية (كالدكاء مشالاً) والمتغير الثانسي ينقسهم إلى فشين نوعيتين (كالانساط والانطواء _ كقوة الأنا وضعف الأنا . . . إلخ) . ويستخلم معامل الارتباط الثنائي Bi-Serial Correlation لإيجاد مثل هذا النوع من العلاقة ويعتمد في حسابه على الوصول إلى المتوسط الحسابي لكل من المتغيرين النوعيين وعلى الانحراف المعياري للتكرارات الكلية . وقانون معامل ارتباط بيرسه ن .

م ١ = منوسط المتغير الأول النوعي (مجموعة ١).

م ٢ = متوسط المتغير الثاني النوعي (مجموعة ب).

ع = الانحراف المعياري للمجموعة الكلية.

أ = نسبة تكرار المجموعة ١ على التكراري الكلي.

ب = نسبة تكرار المجموعة ب على التكرار الكلي.

ص = الارتفاع المقابل لأي من النسبتين أ أو ب في جلول المنحنى الاعتدالي.

وفيما يلي مثالاً يوضح ذلك.

مثال:

احسب العلاقة بين الذكاء وسمتي الانطواء والانبساط في الجدول الأتى:

-4	-11.	_9.	-٧	-0.	اللكاء شخصية	
40	Y	۱۲	٨	٣	الانطواء	(b)
Yo	٤	١.	٧٠	٤	الانبساط	(ب)
٥٠	٦	44	10	٧	÷	

م ١ (متوسط المتغير ١)

م ب = ۸۰ + $\frac{31}{70}$ × ۲۰ = ۱۹, ۲ = ۱۹, ۲ = ۱۹, ۲ = ۱۹, ۲ = ۱۹, ۲ = ۱۵ ع كلي (الانحراف المعياري للمجموعة الكلية)

$$3 = .7 \sqrt{.0.} \sqrt{.0.}$$
 $3 = .7 \sqrt{.0.} \cdot ...$
 $4 = .7 \sqrt{.0.} \cdot ...$
 $5 = .7 \sqrt{.0.} \cdot ...$
 $6 = .7 \sqrt{.0.} \cdot ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 = ...$
 $7 =$

الارتفاع ص المقابل لأي من النسبتين في جدول ارتفاعات المنحثي الاعتدالي = ٠,٤٠

- خطوات حساب معامل الارتباط الثناثي:
- ١ ـ حساب متوسط المجموعة أ ونومز له بالرمز م أ.
 - ٢ سحساب متوسط المجموعة ب ونرمز له م ب.
- ٣ ـ حساب الانحراف المعياري للمجموعة الكلية ونرمز له بالرمزع.
- ٤ إيجاد نسبة المجموعة أ، ونسبة المجموعة ب إلى المجموع الكلي ونرمز لهما بالرمزين أ، ب.
- ه من جدول المنحنى الاعتدالي نبحث عن الارتفاع ص المقابل للمساحة الكبرى أو المساحة الصغرى أ، ب ونرمز لهدا الارتفاع بالرمز ص.
 - ٣ ـ نطبق القانون السابق والذي يرمز له بالرمز رث.
- ٧ وفيما يلي جدول ارتفاعات ومساحات المنحنى الاعتدالي اللذي يتم من استخراج النسبة الملكورة في الخطوة رقم ه. وسيستخدم هذا الجدول عند الكلام على الجزء الخاص بتحويل التوزيع لأقرب توزيع اعتدالي.

جدول ارتفاعات ومساحات المنحني الاعتدالي

	. حدد بي	ے البہنائی دو	- C	ט ינטטיטי			
الارتفاع	المساحة	المساحة	الدرجة	الارتفاع	المساحة	المساحة	الدرجة
(مير)	الكبرى	المبتري	المعيارية	(ص)	الكبرى	الصغرى	المعيارية
۰۸٦۳	,9099		, 1111	, የተለተ	, 2	,,,,,,,	7,11
, • ٧٩ •	14781	,.709	۱٫۸۰	, 44 71,	, 6144	, \$ አ• ነ	1,10
. +741	,4378	,•٣٢٢	1,40	,747.	, 0844	, \$%+የ	4,44
, •₹@₹	,4714	, • YAV	1,41	,4410	,0047	, \$ \$ + \$	1,50
, • 647	,4711	, + Yø7	1,40	,441.	,6744	, £Y+V	1.71
0 t 0	,4774	,• * * *	7, * *	, የአጓሃ	,0444	18+17	1,34
, • £٨٨	,4744	,.7.7	7,00	,7811	,4174	, የአፕነ	1,4.
, • £ £ •	,4871	.+174	7,11	,4707	, 1774	, ሦካምኝ	٠,٣٥
, -440	,4847	,•\eA	7,1#	, 4784	1001	,7487	*, [.
, • Yaa	,4,411	174	7.7.	, 75 < 0	, ግሃዮን	, 4411	• , to
. • ٣١٧	,4474	, • 1877	7,70	,4441	,1910	,4.44	*,**
٠٠٢٨٣ ,	, 1444	,1114	۲,۳۰	,7574	,٧٠٨٨	, 7417	1,00
,	,44.4	, • • • •	۲,۳۵	, የተምየት የ	,V\$4V	. 7744	4,44
, • * * *	,4914	, • • ٨٢	٧,4٠	, ተ ኝዮ፣	,454 4	, Yoya	•,70
, • 148	,4444	, • • • • •	Y, 40	,4144	۰۸۵۷,	, 717.	*17*
, + 170	, ዓላዮለ	,44	٧, ٩٠	, \$+ 3.1	17771	77777	= , Vø
, + 1 # £	,4464	, 0 8	Y,00	17857	, ٧٨٨١	, 4114	1,61
, 1 • ٣*٦	,990٣	, • • • • •	٧,٦٠	, የ ሃለ ፡	, አ • ኝኛ	, 1474	ه۸,۰
, • ٧ 14	,44%	, * * £ +	4,70	, 4431	,8104	, ۱۸٤١	+ , 4 -
, • \ • &	,4470	, * * *#	4.4.	, 40£1	, ۸۷۸4	11VY.	+,40
, V4	,1471	, • • * ₹	۲,۸۰	.454.	, 8117	, 1447	1,
1.17.1	,1141	, 1 + 1 %	¥,4+	, 4444	, 4441	,1844	1,40
31.41	, 11/16	, * * 175	٣,٠٠	,4174	,4727	, \ Y #V	1,11
٠٠٢٢)	i i	, • • • • • • •	4,10	,7.04	,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	, 1401	1,10
, , + ¥4	, \$\$\$\$1	i	٣,٢٠	.1987	,4884	,1101	1,71
, * * \ Y			٣,٤٠	, ۱۸۲۹	,4522	,1107	1,40
3 4 4 1 1 1		1	4,4.	1761	,4.57	, • 1 1 1	1,40
, * * * \$*		į	٣,٨٠	17.5	19510	• ላለ፡	1,40
, }		i i	£3	,1647	,4147	۸۰۸۰,	١, \$٠
,			l,a.	, 774.6	,4570	, •٧٣٥	١,٤٥
4	,444444	l i	۵,۰۰	,1740	,4777	۸۳۳۰,	1,0+
,	4444444	1 * * * * * * * * *	3,11	, 1500	,4741	, •% •%	1,00
				11114	,4607	, 1888	1,3+
				.1.77	,40.0	, 1190	1,70
<u></u> J				. 111	1001	1-157	١,٧٠

كيفية استخراج النسبة أ والنسبة ب من جدول ارتفاعات المنحني الاعتدالي :

 ١ سيوضع في الاعتبار أن قيمة النسبتين بجمعهما معاً تساويان واحد صحيح.

٢ - نحدد أي النسبتين هي الأصغر في القيمة لنبحث عن الارتفاع المقابل لها من خلال العمود المسمى: المساحة الصغرى. فلو كانت هذه النسبة الصغرى تساوي م، ٥٠ ، ٥ مثلاً فإننا ننظر في عمود المساحة الصغرى ونبحث عن المساحة المساوية تماماً لهذه النسبة ثم نتبع في عمود الارتفاع (ص) القيمة المقابلة لهذه المساحة فنجد أنها تساوي ٢٨٦٣ ، أي أن الارتفاع ص = ٢٨٠٠ .

٣. نحد النسبة الكبرى ونبحث عن الارتفاع المقابل لها من خلال العمود المسعى: المساحة الكبرى، فلو كانت هذه النسبة الكبرى تساوي ودد، وما دامت النسبة الصغرى ٥٠٠، فإن النسبة الثانية أو الكبرى لا بد أن تكون كما في ١ مساوية لـ : ٥٠٠، أي أن نجمع النسبتين ٥٠٠، وود المساحة المساوية تماماً لهذه النسبة ثم نتبع في عمود المساحة المساوية تماماً لهذه النسبة ثم نتبع في عمود الارتفاع (ص) القيمة المقابلة لهذه المساحة فنجد أنها تساوي ١٠٠،٠٨٦٣ أي الارتفاع ص = ١٠٠،٠٨٦٣.

٤ - باستمرار يكون الارتفاع ص المقابل للنسبة الصغرى هو نفسه المقابل للنسبة الكبرى ولـذلك يكتفي بالحصول على الارتفاع ص من الخطوة رقم ٢ فقط.

حساب دلالة معامل الارتباط

لا يعتد بقيمة معامل الارتباط سواء أكان كبيراً أو صغيراً إلا إذا كان دالاً، وتشير الدلالة إلى وجود علاقة حقيقية وجوهرية بين المتغيرين المذي

حسب الارتباط بينهما. ويتم حساب دلالة معامل الارتباط على النحو الآتي:

١ ـ تتم معرفة عدد أفراد العينة المراد حساب العلاقة أو الارتباط بين
 متغيرين قيسا فيها، ويرمز لعدد أفراد العينة بالرمز ن.

٢ ـ يتم حساب درجة الحرية وهي تساوي ن ـ ٢ ـ

٣ ـ ننظر في جلول دلالة معاملات الارتباط الإحصائية أمام درجة المحرية وتحت النسبتين ٥٠,٠، ١٠,٠ فإذا كان معامل الارتباط أقل من القيمة الموجودة تحت كل من هاتين النسبتين على حدة كان غير دالاً، أما إذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ١٠,٠ فلنا أنه دال عند ١٠,٠، وإذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ٥٠,٠ فلنا أنه دال عند ٥٠,٠٠ فلنا عند ٥٠,٠٠

٤ ـ يقصد بأن معامل الارتباط دال عند ١٠,٠١ أن نسبة الثقة في معامل الارتباط المستخرج في البحث تساوي ٩٩٪ ونسبة الشك فيه ١٪ ـ ويقصد بأن معامل الارتباط دال عند ٥٠,٠١ أن نسبة الثقة فيه ٩٥٪ ونسبة الشك ٥٪.

ه . وفيما يلي جدول دلالة معاملات الارتباط:

جداول دلالة معامل الارتباط

.	ועענ	درجة العرية	الدلالة	ונג	درجة العرية	ודגני	뇬
متد ۱۰۰۰	٠٠٠٠.	-⊀ :: C:	منذ ۱۰۰۰	ميده.٠٠	بر د د	ويد (٠٠٠	مئا ه.٠٠
2.1.6	٠, ٤٨٢	10	۰,۷۲۰	****	,	1,111	٠,٩٩٧
.,04.	;	ú	٠,٧٣٥	., 4 . 4	حد.		.,40.
۰,٥٧٥	.,607	₹	٧٠٧٠٠	., oV1		1,404	۸۷۸,۰
110.	-,	5	*,7,4	·,004		٧١٠,٠	٠,٨١١
.,019	·, [TT	<u>.</u> 6	.,111	140.	7	*,^Y*	304.
·, orv	* * * * * * * * * * * * * * * * * * *	~	1,721	***	7	· , ۸۴4	٧٠٧.٠
1.40%	*,417	7	`, \ Y*	٠, ٤٩٧	3.5	٠,٧٩,١	1,777

IFK	£	درجة العرية	الدلالة	الد	درجة المرية	አድ	뇬	درجة المرية
ع ند ۱۰۰۱ ع	ع <u>ند</u> ه٠٠٠	۲ ن	عند ۱۰۰۰	عتاره، , ،	ن −۲	مند ۱۰۰۰	منده٠٠٠	۲.3
۸,۱۲۷	۸۶۰۰	***	1,44.	٠,۲۸۸	63	٥١٥, ١	3.3".	አአ
.,110	٠,٠,٠	•	·, ۲0ξ	٠, ۲۷۴	•	.,0.0	., ۲4.	**
*, '^\	.,.,,		· , ***0	., 40.	-A	1,53.	۰,۳۸۸	3.4
			·	٠, ٢٣٣	.	٠, ٤٨٧	:, **	₹6
			*, ۲۸۳	A14.	>	٧٨٤٠٠	374.	-4 -4
			۸44 ۴۰	٠, ٢٠٥		٠, ٤٧٠	٠,٣٦٧	٧٢
			30 Y 0.	., 140		41.3	.,77.	₹,
			۸۹۲٠	:, 174	170	1,693	٠,٢٠٥٠	7.5
			٨٠٢٠٠	101:	10.	*, \$64	134'.	7
			٠,١٨١	٧,٨١٠.	-∢	٨١٤,٠	٠, ۲٥	70
			۰,۱٤۸	., 117	7	., 194	*****	**

مثال:

لو أجرى باحث دراسته على عينة مكونة من ثلاثين طالباً من المدارس الثانوية وطبق عليهم في هذه الدراسة اختباراً للذاكرة فكان معامل الارتباط بين درجات هؤلاء التلاميذ على اختبار الذاكرة وأعمارهم ٣٧٧، ١٠٠ فإن حساب دلالة هذا المعامل يتم كما يلي:

٢٨ = ٢ - ٣٠ = ٢ - ٢ = ٢٨.

٢ ـ وبالكشف عن دلالة هذا المعامل عند درجة الحرية ٢٨ وتحت
 مستوى ١٠,٠٥ نجد أن قيمته أعلى من القيمة الموجودة تحت ١٠,٠٥ وأقل من القيمة الموجودة تحت ١٠,٠٠

٣ .. إذاً معامل الارتباط ٣٧٠، • دال عند • ، • فقط وليس دالاً عند • ، • أي أن الارتباط حقيقي بنسبة ثقة ٩٥٪ ونسبة شك ٥٪ .

تعليق على معاملات الارتباط كم

في معاملات ارتباط التوافق وفاي الثنائي ذكرنا أنها تستخدم في حالة المتغيرات التي تنقسم فيما بينها انقساماً كيفياً. ولا يعني هذا أنها لا تستخدم في حالة المتغيرات التي تنقسم إلى فئات كمية بل ممكن استخدامها في تلك الحالة الأخيرة أيضاً.

تحويل جدول الانتشار المزدوج إلى جدول يستخدم في حساب التوافيق وفاي والثنائي:

من السهل القيام بتحويل جدول الانتشار المزدوج إلى جداول يصلح من خلالها حساب معامل ارتباط التوافق ومعامل ارتباط فاي ومعامل الارتباط الثناشي وذلك بهدف التأكد بأكشر من طريقة من قيمة معامل الارتبساط

المستخرج (*). ويمكن ذلك بطبيعة الحال إذ كانت الفئات التي تنقسم إليها المتغيرات كمية.

مثال:

أجرى باحث دراسة بهدف معرفة العلاقة بين حجم أسرة العامل (س) وبين كمية إنتاجه في العمل (ص) وكانت العلاقة بين س، ص كما هي في جدول الانتشار الآتي:

*	- £ ·	- 40	- 4.	_ Y	Y+	من کس
٩	Y	£	صفر	١	Y	-1
۲£	٦	٨	۳	Y	٥	 "
. 14	4	۳	٣	Y	۲	0
444	١.	٩	٧	٦	١	V
۸۵	YV	Yį	14	11	١.	بجد

والجدول السابق من الممكن حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار من خلاله. أما إذا أردنها حساب معامل التوافق منه فإن ذلك يتطلب تحويل هذا الجدول إلى جدول موحد الفئات في س، ص وذلك لأنها كمها نعرف في معامل التوافق يجب أن تكون عدد الفئات في المتغير ص، والجدول السابق عدد فئات ص خمسة، والمطلوب إذاً بالنسبة

⁽⁴⁾ لا تكون بالضرورة قيمة معامل الارتباط متطابقة عند الحصول عليها بأكثر من طريقة .

لمعامل التوافق جعل عدد فثات ص أربعة بدلاً من خمسة ويتم ذلك بدمج الفئة الأخيرة ٤٠ - في الفئة الني قبلها ٣٥ - . وتسم هذه الخطوة بإضافة التكرارات الموجودة تحت الفئة ٤٠ - في التكرارات المقابلة لها تحت الفئة ٣٠ - . فمثلاً التكرار ٢ في الصف الأول وتحت الفئة ٤٠ - يضاف للتكرار المقابل له ٤ في نفس الصف الأول والموجود تحت الفئة ٣٠ - ليضير التكرار الجديد للفئة ٣٠ - مساوياً ٦ في الصف الأول. وتتم نفس الخطوة السابقة في الصف الثاني والصف الثالث والصف الرابع.

ويكون بذلك الجدول الجديد بعد إضافة الفئة ٤ ـ إلى الفئة ٣٠ ـ كما يلى :

÷	٣٥ فمافوق	٠٣٠	_ Yo	¥.	ص ص
٩	٦	صفر	١	۲	-1
7 £	۱ ٤	٣	۲	٥	٣.
19	14	٣	¥	¥	ô
44	١٩	٧	3	١	V
۸٥	٥١	۱۳	11	١.	بج

وهكذا نجد أن الجدول السابق أصبح المتغير ص له نفس عدد الفثات التي للمتغير س ويمكن بذلك حساب معامل التوافق منه .

وبالنسبة لمعامل فاي يتم دمج تكرارات كل فثنين في المتغير س معاً ويكون ذلك بدمج تكرارات الفئة ٣ ـ مع تكرارات الفئة ١ ـ ، ويتم دميج

تكرارات الفئة ٧ مع تكرارات الفئة ٥ م. كذلك الأمر بالنسبة للمتغير ص يتم دمج تكرارات الفئتين الأولتين معاً ودمج تكرارات الفئات الثلاث الأخبرة مع بعضهم ويكون ذلك بدمج تكرارات الفئة ٢٥ مع تكرارات الفئة ٢٠ م ودمج تكرارات الفئتين ٣٥ م، ٤٠ في الفئة ٣٠ ويكون شكل الجدول كما يلي:

بجد	٣٠ قما فوق	- 4.	ص س
۳۳	44	١.	-1
40	٤١	11	ه فما فوق
۸٥	7.2	۲١	

وفي حالة معامل الارتباط الثاني فإن المتغير ص يظل باقياً كما هو ويتم دمج تكرارات المتغير س كل فئتين في فئة واحدة ، وذلك بضم تكرارات الفئة ٣ في الفئة ٥ وبذلك يكون شكل الجدول كما يلى:

مجد	- £ ·	_ 40	-4.	_ Yo	- Y •	ص 🖊
44	٨	۱۲	٣	٣	٧	- 1
٥٧	۱۹	۱۲	١.	٨	٣	0
٨٥	77	¥4	14	11	١.	بجـ

تمارين محلولة على معاملات الارتباط السابقة ٢ ـ أحسب العلاقة بين المتغيرين س، ص في الجدول الآتي:

بج	أرمل	مطلق	متز وج	أعزب	<u>ص</u> س
٧.	٦	٤	۳	٧	أعزب
٧.	ź	٨	٣	٥	متز وج
٧.	٦	ź	٧	٣	مطلق
٧.	٤	1	٧	٥	أرمل
۸٠	٧.	Ţ٠	٧٠	۲,	بج

٢ _ أحسب العلاقة بين س، ص في الجدول الآتي:

عجب	أغيياء	أذكياء	ر س
44	17	74	تاجحون
۲٧.	٥	44	فاشلون
٧٦	41	00	بهد

٣ ـ أحسب العلاقة بين س، ص لمي الجدول الآتي:

*	- ŧ·	-4.	Y ·	_ 1, +	ص س <i>ا</i>
٧.	1+	٥	٣	۲	ناجع
۳.	٩	٧	٨	4	راسب
٥.	17	14	11	11	بجد

البحل:

١ ـ حل التمرين الأول (معامل التوافق):

$$\frac{{}^{\prime}({}^{\prime})}{{}^{\prime} \times {}^{\prime} \times {}^{\prime}} + \frac{{}^{\prime}({}^{\prime})}{{}^{\prime} \times {}^{\prime} \times {}^{\prime}} + \frac{{}^{\prime}({}^{\prime})}{{}^{\prime} \times {}^{\prime} \times {}^{\prime}} + \frac{{}^{\prime}({}^{\prime})}{{}^{\prime} \times {}^{\prime}} + \frac{{}^{\prime}({}^{\prime})}{{}^{\prime} \times {}^{\prime}} = \frac{1}{1} \cdot {}^{\prime} \times {}^{\prime} \times {}^{\prime} \times {}^{\prime} + \frac{1}{1} \cdot {}^{\prime} + \frac{1}{1} \cdot {}^{\prime} \times {}^{\prime} = \frac{1}{1} \cdot {}^{\prime} \times {$$

$$\frac{{}^{\prime}(\xi)}{{}^{\prime}(x,y)} + \frac{{}^{\prime}(A)}{{}^{\prime}(x,y)} + \frac{{}^{\prime}(A)}{{}^{\prime}(x,y)} + \frac{{}^{\prime}(A)}{{}^{\prime}(x,y)} = \frac{{}^{\prime}(A)}{{}^{\prime}(x,y)} = \frac{{}^{\prime}(A)}{{}^{\prime}(x,y)} + \frac{{}^{\prime}(A)}{{}^{\prime}(x,y)} = \frac{{}^{\prime}(A)}{{}^{\prime}(x,y)} + \frac{{}^{\prime}(A)}{{}^{\prime}(x,y)} + \frac{{}^{\prime}(A)}{{}^{\prime}(x,y)} = \frac{{}^{\prime}(A)}{{}^{\prime}(x,y)} + \frac{{}^{\prime}(A)}{{}^{\prime}(x,y)} +$$

$$\frac{\mathsf{Y}(\mathsf{T})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{Y}(\mathsf{E})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{Y}(\mathsf{Y})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{Y}(\mathsf{Y})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} = \frac{\mathsf{Y}(\mathsf{P})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{Y}} = \frac{\mathsf{Y}(\mathsf{P})}{\mathsf{Y}} = \frac{\mathsf{Y$$

$$\cdot$$
, $\forall A = \frac{11}{5} = \frac{77 + 17 + 54 + 4}{5} =$

$$\frac{{}^{\prime}(2)}{{}^{\prime}\times{}^{\prime}\times{}^{\prime}}+\frac{{}^{\prime}(2)}{{}^{\prime}\times{}^{\prime}\times{}^{\prime}}+\frac{{}^{\prime}(9)}{{}^{\prime}\times{}^{\prime}\times{}^{\prime}}+\frac{{}^{\prime}(9)}{{}^{\prime}\times{}^{\prime}\times{}^{\prime}}=$$

معامل التوافق (ق) =
$$\sqrt{1 - \frac{1}{p \cdot 1}} = \sqrt{1 - p \cdot 1}$$
 = $\sqrt{1 - p \cdot 1}$ = $\sqrt{1 - p \cdot 1}$

٢ .. حل التمرين (معامل فاي):

-#-	أغبياء	أذكياه	ي کون		
۸ ۲	<u>ت</u> ب	} **	ناجحون		
۲۷ر	ە د	۲۲ جـ	فاشلون		
٧٦	۲۱ ع	ەە ز	4		

$$e^{-\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}}$$

٣ ـ حل التمرين الثالث (معامل الارتباط الثنائي):

متوسط ب					متوسط ا		
كاح	ځ	크	نب	لحَ	ځ	4	ت
					1 -	*	-1:
4	1 =	4	-11	Y _	صفر	٣	Y •
-	صفر	٨	Y •	۰	1 +	٥	- ۳۰
٧ +	1 +	٧	¥.	a +	Y +	1.	- £ ·
17 +	Y +	7	ξ •	Y• +			
1 . +		۳.		74 +		۲.	

 $YA,YY = 1 \cdot \times \frac{1}{Y} + Yo = \rho YY, o = 1 \cdot \times \frac{YY}{Y} + Yo = \rho$

ع (الانحراف المعياري) للمجموعة الكلية:

$$3 = 1/\sqrt{\frac{n}{12}} - (\frac{n}{12})_{i} = 6$$

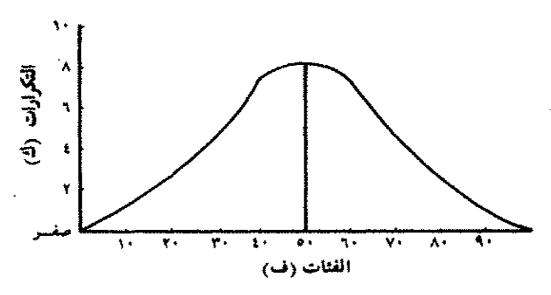
ص المقابلة لنسبة ص أو نسبة س في جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالي هي = ٣٨٦٧ - ٣٩ ، ٠

المنحني الاعتدالي

وتعديل التوزيع التجريبي لأقرب توزيع اعتدالي،

إذا أجرى باحث اختباراً نفسياً أو استياناً اجتماعياً على مجموعة من الاشخاص ثم صنف درجات هذا الاختبار أو الاستبيان الاجتماعي في جدول تكراري فإن منحنى توزيع هذه الدرجات يكون اعتدالياً إذا لم تكن هناك أخطاء متعلقة بحجم العينة ومدى تمثيلها للمجتمع أو متعلقة بظروف الاختيار أو الاستبيان من ناحية مناسبته لعمر ومستوى تعليم أفراد العينة من ناحية ولثباته وصدقه من ناحية أخرى ، أو متعلقة بظروف الباحث والمبحوث المزاجية عند تعليق الاختبار ، أو متعلقة بالصفة أو السمة المقاسة . وفي هذه المحالة يكون شكل منحنى التوزيع مشابهاً لشكل الجرس كما يلى:

ومنحنى التوزيع الاعتدالي.



ومن خصائص المنحني الاعتدالي:

١ ـ أن نصفاه ينطبقان انطباقاً تاماً على بعضهما البعض.

٢ ـ أن قيمة المتوسط الحسابي والوسيط والمتوال واحده.

٣- أن التكرارات تكون في الأطراف صغيرة القيمة وكبيرة في الوسط.

لكنه نظراً لصعوبة تفادي الأخطاء السابقة في البحوث التجريبية الميدانية والمتعلقة بالعينة والمقياس وظروف الاختبار فإنه من الطبيعي أن نجد أن التوزيع الخاص بدرجات البحوث العملية (التجريبية والميدانية) ينحرف قليلاً أو كثيراً عن التوزيع الاعتدالي. لذلك فإن الباحث يحتاج في كثير من الأحيان إلى تعديل التوزيع حتى ينطبق على التوزيع الاعتدالي كثير من الأحيان إلى تعديل التوزيع على اعتبار أن سبب انحراف التوزيع الاعتدالي التجريبي عن التوزيع الاعتدالي النموذجي راجع إلى أن البحث أجري في الظروف والأخطاء السابقة. والباحث يفترض في هذه الحالة أن السمة التي يقيسها موزعة توزيعاً اعتدالياً في المجتمع الأصلي. وخطوات تعديل يقيسها موزعة توزيعاً اعتدالياً في المجتمع الأصلي. وخطوات تعديل التوزيع التجريبي لاقرب توزيع اعتدالي هي:

١ ـ أحسب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لقيم الجدول
 التكراري.

٣ ... أوجد مراكز الفئات س.

٣ _ إطريح المتوسط الحسابي من كل مركز من تمراكز الفتات (س - م) .

٤ ـ أقسم باقي الطرح على الانحراف المعياري لتحصل على الدرجة المعيارية لمراكز الفئات (س - م)
 على الدرجة المعيارية لمراكز الفئات (س - م)

ه _ إرجع إلى جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالي لاستخراج الارتفاع (ص) المقابل لكل درجة معيارية من الدرجات المستخرجة في الخطوة السابقة (ص).

٦ ـ أضرب الارتفاعات الناتجة من الخطوة السابقة في معامل ثابت

يساوي <u>ف ن</u> حيث أن : ع

ف = مدى الفئة.

ن = مجموع التكرارات.

ع = الانحراف المعياري.

وبضرب الارتفاعات في المعامل الثابت أو المقدار الثابت ينتج التكرار المعدل المطلوب الذي تنطبق عليه شروط التوزيع الاعتدالي النموذجي (ك).

مثال:

م = 0 + منفر × ۲ = ٥

$$Y, 19 = 1, 19 \times Y = \overline{1, 17} = \overline{Y} = \overline{Y}$$

$$YV, \xi \cdot = \frac{7}{7, 19} = \frac{Y \cdot \times Y}{Y, 19} = \frac{1}{1}$$

ونلاحظ في المثال السابق أن التكرار الاعتدالي المعدل (ك) قريب في قيمته (٣٠, ١٤) من التكرار التجريبي (ك).

تمرين حول التوزيع التجريبي الأتي لأقرب توزيع اعتدالي.

1 44 - 11 - 44	చ	u.à
10 _ Y1 _ Y5	V	- A
_ Y. _ Y8	1.	-14
- YE	10	- Y7
- Y£	11	- 4 •
14	7	¥5
	44	

الحل:

$$1, \{\lambda \} = \dots \} = 1, \{\lambda \}$$

مساحات المنحني الاعتدالي

وفيما يلي المساحات المحصورة في المنحلي الاعتدالي ونسبة حالات التوزيع:

(a) ثم التغاضي عن الكسور العشرية في هذا المثال.

٢ ـ المتوسط الحسابي + اثنين انحراف معياري من المساحمة ومن نسبة حالات التوزيع

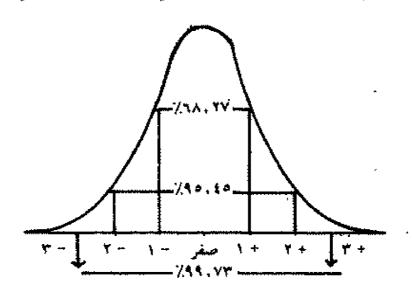
والمتوسط الحسابي - اثنين انحراف معياري

94,۷۳٪ من المساحة ومن نسبة حالات التوزيع .

٣ ـ المتوسط الحسابي + ثلاثة انحراف معياري والمتوسط الحسابي - ثلاثة انحراف معياري

وتتضح المساحات ونسبة الحالات السابقة في الرسم الآتي:

رسم مساحات ونسبة المحالات في المتحنى الاعتدالي .



ثانياً

الدلالة الإحصائية

Measurement of Statistical Significant

أولاً .. الخطأ المعياري للعينة

اتضح في الأجزاء السابقة أن عدم اقتراب التوزيع كما تبين في الرسوم البيانية من المتوزيع الاعتدالي من أهم أسبابه أن العينة لا تقتسرب في خصائصها وحجمها من عينة المجتمع الأصلي. ومن ناحية ثانية أننا لو قمنا بعمسل وتحليل متنابسع للعينة، Sample Sequential analysis بمقارنتها بعمسل وتحليل متنابسع للعينة، التطابق بين العينة والأصل. أي أنه إذا اقتربت بالمجتمع الأصلي سنجد مدى التطابق بين العينة والأصل. أي أنه إذا اقتربت قيمة المتوسط في المجتمع الأصلي كأنت العينة متطابقة مع هذا المجتمع الأصلي. لكن هذا الأمر صعب جداً لأن إمكانية عمل مسح كامل للمجتمع الأصلي تفوق قدرات الأجهزة المسؤولة لوجود المناطق النائية من الواحات والبوادي والصحراء. وللتغلب على ذلك يقترح الإحصائيون سحب عدة عينات متساوية في الحجم من المجتمع الأصلي ويتم حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لهذه العينات عينات المقاييس الخاصة بذلك (والتي سيتم وحساب الفروق بينها باستخدام المقاييس الخاصة بذلك (والتي سيتم عرضها في الجزء الحالي من الكتاب) فإذا لم توجد فروق بينها فإن ذلك يشير واحد ويمكن اعتبار تلك العينات عينة واحدة .

الخطأ المعياري:

يشير الخطأ المعياري لأحد المعاملات الإحصائية كالمتوسط أو الوسيط إلى القيمة التي يتراوح حولها حدوث المعامل لو تكررت المداسة المستخرج منها هذا المعامل مرة ثانية. وعلى هذا الأساس يمكن حساب الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي والخطأ المعياري للانحراف والخطأ المعياري للوسيط.

١ ـ الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي:

يحسب الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي بقسمة الانحراف المعياري للعينة على الجذر التربيعي لعدد أفراد العينة كما يلي:

الخطأ المعياري للمتوسط = الانحراف المعياري للعينة

فيإذا كان عدد العينة ٥٠٠، ومتوسطها ٥٠، والانحراف المعياري للدرجات الأفراد فيها ٢٠ كان الخطأ المعياري للمتوسط كالأتي:

الخطأ المعياري للمتوسط = ١٠٠٨ = ٢٧٠،٠٠

وبذلك فإن قيمة هذا المتوسط تتراوح في حالبة إعبادة الدراسة بين قيمتين تستخرجان في ضوء الخطأ الذي يوافق عليه الباحث في دراسته.

فإذا كانت نسبة الخطأ التي يرتضيها الباحث في دراسته هي ٠,٠٠ فالقيمة المقابلة لها تكون ١,٩٦ أما إذا كانت نسبة الخطأ التي يرتضيها الباحث ١٠,٠١ فإن القيمة المقابلة لها تكون ٢,٥٨.

وعلى هذا الأساس فإن المتوسط الحسابي الحقيقي للمجتمع الأصلي تنحصر قيمته كالآتي:

۱ ـ في حالة نسبة خطأ ۰٫۰ تتراوح قيمته بين ۵۰ ـ ۱٫۹۳ ، ۵۰ + آ ۱٫۹۲ أي بين ۲٫۰۶، ۵۱٫۹۱ .

٢ ـ الخطأ المعياري للانحراف المعياري:

ويتم حسابه بقسمة الانحراف المعياري على الجدر التربيعي لضعف عدد العينة كما يلى:

المخطأ المعباري للانحراف المعياري =
$$\frac{2}{V \times v}$$

وهو في المثال السابق = $\frac{Y}{V \times v}$

= $\frac{Y}{V \times v}$

• , 144 =

ويكون الانحراف المعياري الحقيقي في حالة قبول نسبة خطماً ٥٠, يتراوح بين ٢٠ – ١,٩٦ × ١,٩٣٠ (٢٠ – ١,٢٣ = ١٨,٧٧) وبين ٢٠ + (٢١,٩٣ × ٢٣٢ , ١ (٢٠ + ٢٠) , ١٣٣) أي بين ١٨,٧٧ وبين ٢١,٢٣.

كما يكون الانحراف المعياري في حالة قبول نسبة خطأ ٠,٠١ يتراوح بين ٢٠ - ٢٠,٥٨ × ٢٠,٥٨ = ١,٦٣ = ١٨,٣٧) وبين ٢٠ + ٢٠,٥٨ × ٢٣٢ . ٦٣٢ . ١٨,٣٧ وبين ٢١,٦٣ .

٣ ـ الخطأ المعياري للوسيط:

ويتم استخراجه من خلال المعادلة الآتية:

الخطأ المعياري للوسيط =
$$\sqrt{\frac{1, \text{ tor}}{v}}$$

مشال: بلغ الوسيط لذى عينة من التلاميذ عددهم ١٠٠ في أحد اختبارات التحصيل ٥٠ والانحراف المعباري ١٠ فيكون الخطأ المعباري

حدود الوسيط:

١ .. الوسيط+ الخطأ المعياري = ١,٢٥٣ × ١,٩٦ + ٥٠ = ٢,٤٥٥ + ٢ + ٢ . و = ٢,٤٥٥ + ٠ . و = ٢,٤٥٥ + ٠ . و

٢ ـ الوسيط ـ الخطأ المعياري = ١,٢٥٣ × ١,٩٦ - ٥٠ = ٥٠ - ٢,٤٥٥ - ٠٠
 ٥٠ = ٥٤٥, ٥٠ وذلك بنسبة ثقة ٥٠,٠ وبنسبة شك ٥٠,٠ أما عند نسبة ثقة
 ٩٩,٠ ونسبة شك ٢٠,٠ فيكون كالآتي:

۲ ـ الوسيط - الخطأ المعياري = ۸۰,۲۰ × ۲۰۵۳, ۱ - ۵۰ = ۳,۲۳ - ۵۰ = ۳,۲۳ - ۵۰ = ۳,۲۳ - ۵۰ = ۳,۲۴ - ۵۰ = ۳,۲۴ - ۵۰

أي أن الموسيط عنبد نسبة تأكد ٠,٩٥ تشراوح قيمته بين ٥٢,٤٥، ٤٧,٥٤

> وعند نسبة تأكد ۹۹,۰۰ تتراوح قيمته بين ۲۳,۷۳، ۵۳،۲۳ ۲۱۹

٤ - الخطأ المعيارى للنسبة المثوية:

ويتم الحصول عليه بحساب الجذر التربيعي للنسبة × باقبي النسبة مطروحاً من الواحد صحيح مقسوماً على ماثة كالآتي :

وعندما تكون النتائج على شكل نسب مثوية يكون القانون:

مثال: أجاب ٠,٧٥ من الطلاب بالموافقة على إجراء الانتخابات الطلابية تحت إشراف لجنة محايدة وكان عدد عينة الطلاب اللذين طبق عليهم البحث ٥٠٠ خمسمائة طالب، فما المدى الذي تتغير فيه هذه النسبة إذا أعيد إجراء البحث.

باقي النسبة يكون = ١ -- ٥٧، - = ٠٠، ٠٠ باقـي النسبـة المشوية = ١٠٠٪ - ٧٠٪ = ٢٠٪

حل المثال في حالة النسبة:

الخطأ المعياري للنسبة المثوية = ١٠٠٠
$$\sqrt{\frac{Y \times Y \circ}{0...}}$$
 = ٢

۱ - عند مستوی ۰٫۰۰ تقمع النسبیة بین ۰٫۰۰ + ۱٫۹۳ × ۰٫۰۰ = ۰٫۷۸ وبین ۰٫۷۷ – ۱٫۹۳ × ۰٫۰۷ = ۰٫۷۷ .

۲ ـ عند مستوى ۰,۰۱ تقع النسبة بين ۷۵ + ۲٫۵۸ × ۲٫۰۲ = ۰٫۸۰

وبين ۷۰,۰۰ × ۲٫۵۸ × ۲٫۰۲ ت ،۷۰

حل المثال في حالة النسبة المثوية:

ويمكن تكرار ١، ٧ في حالة النسبة المئوية وتنتج نفس النتائج لكن في صورة نسبة مثوية ففي حالة ٠,٠٠ تقع النسبة المثوية بين ٧٧٪ – ٧٨٪، وفي حالة ٠,٠١ تقع النسبة المثوية بين ٧٠٪ – ٨٠٪

ه - الخطأ المعياري لمعامل الارتباط

ويتم حسابه عن طريق المعادلة الآتية: $\frac{1-\sqrt{1-1}}{1-\sqrt{1-1}}$ الخطأ المعياري لمعامل الارتباط = $\sqrt{1-1}$

مثال: تم حساب معامل الارتباط بين القدرة اللفظية وبين القدرة المكانية وكانت قيمة هذا المعامل ٣٠٠ في عينة من ١٠٠ مائة تلميذ.

الخطأ المعياري لمعامل الارتباط =
$$\sqrt{(\cdot, \cdot)^{+}}$$

۱ ـ عنده ۰٫۰ قیمة معامل الارتباط تقع بین ۲٫۰۳ + ۱٫۹۳ × ۰٫۰۹ = ۰٫۴۷ . وبین ۲٫۴ – ۲٫۹۹ × ۰٫۰۹ × ۱۳ . ۰ (بین ۲۲ ، ۰ ، ۲۷ ، ۰).

۲ ـ عند ۰ ، ۰ قيمة معامل الارتباط وتقع بين ۳ ، ۰ + ۲ ، ۵۸ × ۰ ، ۰ = ۰ ، ۵۳ ، ۰ ، ۹ × ۰ ، ۰ ، ۵۳ ، ۰ ، ۵۳ ، ۰ ، ۵۳ ، ۰ ، ۵۳ ، ۰ ، ۵۳ ، ۰ ، ۵۳ ، ۰) .

ثانياً: مقاييس الدلالة الإحصائية

Measurement of Statistical Signifiance

يقوم الباحث في البحوث النفسية والاجتماعية بإجراء بحثه على عينة محدودة العدد طبقاً لإمكانياته، لأنه لا يستطيع عادة أن يطبق البحث على المجتمع الأصلى بأكمله ، لكن عندما يستخرج نتيجته فإنه يكون في حالة شك من أن هذه النتيجة التي استخرجها هل راجعة إلى مجرد الصدفة أم راجعة إلى ظاهرة حقيقية في المجتمع الأصلي. ويقتضي هذا تكرار البحث عدة مرات واختيار عينات مختلفة من المجتمع الأصلي للتأكد من أن النتائج التي حصل عليها لا تختلف ولا تتغير في اتجاء مضاد باختلاف العينات التي يجري عليها البحث. وتكرار التجربة يحتاج إلى قدر كبير من الوقت والجهد والنفقات كما سبق الإشارة في خطأ العينة. وتوفر مقاييس الدلالة الإحصائية على الباحث هذا التكرار فهي تبين إلى أي حد يستطيع أن يتأكد من ثبات نتائجه وإلى أي حد يستطيع إرجاعها إلى عامل الصدقة وحده. وسنتناول هنا مقياسين كثيري الاستخسدام في البحسوث همسا: مقياس كا أو Quai Square ومقياس وتع أو T. test ، وهنذان المقياسنان من المقنابيس البارامترية Parametre وسنتناول النوع الأخر من المقاييس وهي المقاييس اللابار امترية Non-parametric عند تناول موضوع الإحصاء المتقدم (*). كما سنعرض كذلك هنا لدلالة القرق بين الانحراقات المعيارية، ولدلالة الفرق بين معاملات الارتباط، وللدلالة الإحصائية في المنهج القبلي .. بعدي.

 ⁽⁴⁾ د. سيد محمد خيري، الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية النهضة العربية ...
 ١٩٧٠.

مقدمة: نفرض أن لدينا صندوقاً من المكعبات كل مكعب فيه ملون بلون من هذه الألوان: أبيض ... أزرق ... أحمر ... أسود، وكان عدد المكعبات الملونة في كل لون متساوياً. فإذا أردنا التأكد من تساوي العدد في هذه الألوان الأربعة فإن الطريقة المباشرة هي القيام بعد جميع الألوان مهما كان الصندوق يتضمن بضعة آلاف من المكعبات. ولكننا نستطيع أن نوفر هذا الموقت والجهد فنأخذ عينة عشوائية وليكن عددها ٢٠ عشرون مكعباً فإذا كان المكتوب صحيحاً فإننا نتوقع أن عدد المكعبات في الألوان المختلفة سبكون المكتوب صحيحاً فإننا نتوقع أن عدد المكعبات في الألوان المختلفة سبكون في خمسة. ولنفترض أننا حصلنا من العينة على أعداد تختلف عن ذلك بالنسبة للألوان الأربعة فإنه بتطبيق مقياس كا " يتم معرفة هل الاختلاف بين عدد الألوان في العينة وما كنا نتوقع لها اختلافاً جوهرياً أم اختلافاً يرجع إلى الصدفة في اختيار العينة . ولإجراء ذلك نقدم المثال الآتي:

مثال: تم سحب عشرين مكعباً من أحد الصناديق فوجد أن سبعة ٧ منها أبيض اللون، وثلاثة ٣ أخمر اللون، وشبعة ٧ أرق اللون، وسبعة ٧ أسود. فهل الاختلاف دالاً في عدد الألوان أم راجع للصدفة؟ وللتحقق من ذلك يتم ما يلي:

١ ـ حساب التكرار النظري بقسمة مجموع المكعبات على عدد الألوان
 ٢٠ + ٤ = ٥.

٢ _ أوجد الفرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي حيث يمشل ذلك
 الأخير كما في المثال ٧ (أبيض) ، ٣ (أحمر) (أزرق) ، ٧ (أسود) .

٣ ـ أوجد مربعات هذه الفروق للتخلص من الإشارات.

⁽ه) الرمز اللاتيني هو X².

٣ أقسم هذه المربعات على التكرارات النظرية فيكون مجموع خارج القسمة هو قيمة كا.

٤ - أحسب درجات الحرية بطرح واحد من عدد الفتات (عدد الألوان)
 في المثال التالي، درجات الحرية = ٤ - ١ = ٣.

مثال:

ر, ب	رك ـ "				
Ĺ	'(ヨーヨ)	ī-1	يبي) ڭ	ڭ (تجر	ٺ ،
٠,٨	ŧ	Y +	٥	Y	أبيض
٠,٨	į	Y -	٥	*	أحمر
٠,٨	£	Y -	٥	*	أزرق
٠,٨	٤	Y +	۵	<u> </u>	أسود
۳,۲	کا			مجـ ۲۰	

درجات الحرية (د. ح.) = علد الفئات - ١ = ٤ - ١ = ٣

أ-حساب دلالة قيمة كا":

نبحث في جلول دلالمة كال عند درجمة الحدرية ٣ وتحدت مستوى في جلول دلالمة كال عند درجمة الحدرية ٣ وتحدت مستوى في القيمة الموجودة تحدت ٥٠,٠٠ فإذا كانست قيمة كالا مساوية أو أكبر من القيمة الموجودة تحست ١٠,٠ كان الفرق بين التكرار النظري والتجريبي دالاً عند ١٠,٠٠ وإذا كانت قيمة كالا مساوية أو أكبر من القيمة الموجودة تحد ١٠,٠٠ وإذا كانت قيمة كالا مساوية أو أكبر من القيمة الموجودة تحد ١٠٠،٠٠ كان الفرق بين التكرار التجريبي والتكرار النظري دالاً عند ١٠٠،٠٠ وفيما يلي جدول قيم كالا عند مستوى والتكرار النظري دالاً عند ١٠٠،٠٠ وفيما يلي جدول قيم كالا عند مستوى والتكرار النظري دالاً عند ١٠٠،٠٠ وفيما يلي جدول قيم كالا عند مستوى

جدول قيم كا عند مستويات الدلالة ٥٠,٠١، ٢٠,٠١ ٠,٠٠٠

٠,٠٠١	+,+1	٠,٠٥	دع	1,111	.,1	٠,٠٥	د. ح.
74. 40	٣٢,٠٠	۲٦, ۴٠	17	1.,44	7,71	۳,۸۱	١
£4,74	77.21	47,04	17	۱۳۰۸۲	4, 71	0,44	¥
\$7,71	۳٤,٨٠	44,74	1./	17,77	11,72	٧,٨٢	۳
\$7.41	۳٦,١٩	٣٠,١٤	14	14, \$7	14, 14	4,24	£
20,77	₩V,0V	371,21	₩,	4.,04	10,14	11, •	ø
\$3,40	47,44	77,77	*1	77.27	17,81	14,09	٦,
£A, YY	2+, 44	44,44	44	74,77	ነሉ, \$ለ	11,.4	٧
19,74	11,71	40,17	77"	17,7 7	4.,.4	10,01	۸
01,14	17,44	47,27	71	77,44	71,37	17,47	٩
97,77	22,81	77,40	Y o	14,04	74, 71	14,41	4.
01,.0	\$0,71	٣٨,٨٨	77	11,77	45,74	14,34	11
00,21	27,47	2+,11	۲v	TY, 41	¥7, ¥¥	۲۱, ۰۳	14
27.74	£A, YA	£1,72	۲۸	T1,07	44,74	₹ ₹ ,٣٦	۱۳
٥٨,٣٠	\$4,04	\$4,07	Y4	77,17	44,15	77,71	11
٥٩,٧٠	۵۰,۸۹	** 7,77	۳.	47,40	T+,0A	Y0,	10

والمقصود بمستويات الدلالة الثلاث في الجدول:

١ ـ دال عند ٠٠,٠٠ أي أن مستوى الثقة ٩٥٪ والشك ٥٪.

٧ ـ دال عند ٠,٠١ أي أن مستوى الثقة ٩٩٪ والشك ١٪.

٣ ـ دال عند ٠,٠٠١ أي مستوى الثقة ٩٩,٩١٪ والشك ١,٠٪.

وبالنظر للمثال السابق نجد أن قيمة كا والتي تساوي ٣,٢ ليس لها دلالة إحصائية لأنها أقل من قيم كا الموجودة في الجدول عند درجة الحرية ثلاثة وتحت المستويات ٥٠,٠٠١ ، ، ، ، ، ، ، ، فالمفروض إذا كانت دالة عند ٥٠,٠٠١ وإذا كانت دالة عند دالة عند ٥٠,٠٠ تكون قيمتها بين ١٦,٣٣ - ١٦,٣٣ ، وإذا كانت دالة عند ١٠,٠٠١ تكون قيمتها بين ١٦,٣٤ – ١٦,٣٣ ، وإذا كانت دالة عند ٢٠,٠٠١ ثكون قيمتها ١٦,٧٧ فما فوق.

ب .. استخدام كا المي حساب مدى قرب أو بعد التوزيع التجريبي عن التوزيع الاعتدالي:

عرفنا عندما تكلمنا عن تعديل التوزيع التجريبي لأقرب توزيع اعتدالي الخطوات الخاصة بذلك حتى نصل للتوزيع النظري المتوقع والذي رمزنا له بالرميز ك. والسؤال هو هل ينطبق التسوزيع التجريبسي علسى التسوزيع الاعتدالي؟. ونحتاج إلى اختبار كا الحساب مدى قرب أو بعد التوزيع التجريبي عن التوزيع الاعتدالي كما في المثال الآتي:

Ũ	ص	س ہم خ	-س - م	س	ك٠ع	لاحَ	حُ	1	ن
١٫٥	٠,٠٥	۲ -	<u>t</u> -	١	17	۹	Y -	۳	صفرد
V, Y.	٠, ٧٤	Ŋ	¥ -	۳.	٦	٦- ١	y -	*4.	- Y
14	٠,٤٠	صفر	صفر	٥	منفر	صفر	صفر	14	~ £
, ∀, ∀ ,	* , Y \$,	۱+,	۲+	٧	٦	٦+	۱ +	٦	- ٦
۱,۵:	٠,٠٥	Y +	€ +.	4	۱۲	٦+	¥ +	۳	- 7
44, £					4 **4	صغر		٠,	

وبعد الحصول على التكرار النظري لة يتم استخدام كا الاختيار مدى انطباق التوزيع :

*3_4					
Ĺ	13-5	2-4	B	크	ن
1,01	۲, ۲۰	1,0+	٠,٠	٣	صفر
٧, ٢٠	١,٤٤	1,4-	٧,٢	٦	Y
صفر	حسقر	صفر	17	17	- £
1, *•	1, £ £	١,٢-	٧,٢	٦	۲ ــ
1,0.	7,70	1,0+	١,٥	۳	A

قيمة كا ت ٣٠٤٠

جد حساب دلالة كا":

ولمحساب دلالة كا في حالة مدى انطباق التوزيع على النوزيع الاعتدالي يتم حساب درجة الحرية وهي في هذه الحالة تساوي عدد الفئات ٣٠٠ لأننا نكون مقيدين بثلاثة قبود هي المتوسط والانحراف المعياري والمقدار الثابت.

وبالنظر لجمدول قيم كا عند درجة الحرية اثنين وتحمت مستوى وبالنظر لجمدول قيم كا عند درجة الحرية اثنين وتحمت مستوى من الموجودة من المثال السابق أقل من الموجودة في الجدول عند المستويات الثلاث ٢٠٠٠، ١٠٠٠، ومعنى ذلك أن التوزيع التجريبي لا يختلف عن التوزيع الاعتدالي.

تعديل بيتس Yates للتكرارات الصغيرة عند حساب كا ا يتم تعديل الفرق بين التكرار النظري والتجريبي (ك ـ ك) بطرح قيمة ۲۲۷ مقدارها ه , ، من كل فرق وذلك إذا احتوت إحدى التكرارات التجريبية على قيمة أقل من خمسة مثال :

* 🗐 🗀 🛂					
<u>a</u>	*4_4	(ك ـ كالمعدل)	<u> </u>	3	4
76,+	۲, ۲۰	٧,٠-	۲ -	٤	4
٠,٠%	97,7	,ø +	۴+	٤	٧
7	٠, ٢٥	•	1 -	£	٣
1,78 ==	۳۱.5				

والملاحظ على التكرارات التجريبية أن بها تكرارين أقبل من خمسة ولذلك قمنا بعمل التعديل الذي اقترحه ييتس Yales Correction * فتم طرح قيمة مقدارها نصف من كل فرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي، ويتم بعد تربيع (ك ـ ك المعدل) وإجراء باقي الخطوات المعتادة.

د ـ حساب قيمة كا من الجدول المزدوج:

يمكن حساب قيمة كا من البجدول المزدوج ومعرفة دلالتها وفيما يلي مثالاً لذلك:

أجرى باحث دراسة على مجموعتين من الذكور والإناث بهدف معرفة هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين تكرارات المجموعتين والتكرارات المتوقعة بالنسبة لإجابتهم على أحد مقاييس الرأي العام. وكانت تكرارات كل مجموعة على أحد أسئلة المقياس كما يلي:

⁽ع) هناك تصحيح اقترحه فيشر Fisher وذلك بطرح قيمة مقدارها واحد من كل فرق بين لُك ــ كُــُـ ويسمى هذا التصحيح باسم: تصحيح فيشر بيتس Fleher Yates Correction

المجموع	إتاث		J.	ذكو	الججابة البعش
a١	Ţ	٧.	ţ	* *	موافق
۲٠.	4	٨	ج.	۱۲	معارض
۸	۲ و		هـ	۲	ميحأيد
٧٨	4.5			2	المجموع

وتتلخص الخطوات الخاصة بحساب كا فيما يلي:

١ ــ الحصول على التكرار النظري لكل تكرار تجريبي وذلك بضرب
 مجموع عمود التكرار الأول في مجموع تكرار الصف كالآتي:

$$YA = YA, Y1 = \frac{33 \times 30}{VA} = Y \cdot$$
كُ أَ المقابل للتكرار التجريبي $YA = YA, Y1 = \frac{33 \times 30}{VA} = YA$

$$YY = Y1, VA = \frac{2. \times Y2}{VA} = Y$$
 كُ بِ المقابل للتكرار التجريبي $Y = Y1$

$$11 = 11, YA = \frac{Y \times \xi \xi}{AV} = 1Y$$
 في حد المقابل للتكرار التجريبي

$$9 = \Lambda, V1 = \frac{Y \cdot \times Y_1}{V \cdot V} = \Lambda$$
 في د المقابل للتكرار التجريبي $\Lambda = \frac{Y \cdot \times Y_2}{V \cdot V}$

$$=$$
 $\frac{1}{4}$ المقابل للتكرار التجريبي $Y = \frac{1}{4} \times \Delta = 10.8$

$$\xi = \gamma, \xi q = \frac{\Lambda \times P\xi}{V\Lambda} = \gamma$$
 والمقابل للتكرار التجريبي

٣ .. يتم حساب كا الطريقة العادية على النحو الآتي:

·(å . d)					
â	*(B=B) **	ڭ _ ڭالىمدل"	Ð_ Ð	Í	4
• , • ٧	Y, Ya	1,0+	Y +	¥Α	₩ + İ
+,1+	7, 40	1.4-	۲	**	ب ۲۰
* , • *	٠, ٢٥	-,0+	1 +	11	حہ ۲۲
* , * Y	· , Yø	.,	* -	4	د ۸
1,70	7,70	¥,4	۳ -	٥	هـ. ۲
•,7•	Y, Yo	1,0+	¥ +	ŧ	39
Y. +3 =	کا'				

٣ ـ ويتم حساب درجات الحرية في هذا المثال كما يلي:

٤ .. يتم البحث عن قيمة كا في الجدول عند درجة المعرية ٢ تحست مستوى ٢٠٠٠، ١٠٠٠، فنجد أن القيمة المستخرجة من المثال السابق أقل من تلك القيم.

هم حساب معامل التوافق من كا":

يمكن حساب معامل التوافق من قيمة كا بالمعادلة الآتية:

 ^(*) وذلك لوجود أحد التكرارات التجريبية (ك) يقل مقدار، عن خمسة وهو التكرار الاخير وقيمته اثنين.

^(**) عند الأعملة اثنين أي ذكور و إناث ، وعدد الصفوف ثلاثة أي موافق ؛ معارض ومبعايد .

(۲) اختبار «ت» **T. Test**

يستخدم اختبار «ت» للمقارنة بين متوسطين تجريبيين. وهدفه التأكد من أن الفرق بين المتوسطين الناتجين من عينتين فرق ثابت أي له دلالة، أم أنه فرق ناتج عن الصدفة وظروف اختيار العينة بمعنى أنه إذا تكرر البحث عدة مرات فإن هذا الفرق لن يظهر مرة ثانية.

ولاختبار دت؛ قانونين أحدهما في حالة تساوي عدد أفراد العينـة في المجموعتين .

أ .. قانون اختبار وت و في حالة تساوي العدد في المجموعتين .

م١ = المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.

م٢ = المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية.

ع الانحراف المعياري للمجموعة الأولى.

ع = الانحراف المعياري للمجموعة الثانية.

نُ = عند أفراد العينة في أي (واحد) من المجموعتين.

ب ـ قانون اختبار وت، في حالة اختلاف العدد في المجموعتين

حيث أن:

- م ١ = المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.
- م ٢ = المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية .
 - $\dot{v} = auc$ أفراد المجموعة الأولى.
 - ن ٢ = عدد أفراد المجموعة الثانية.
- ع ١ = الانحراف المعياري للمجموعة الأولى.
- ع ٢ = الانحراف المعياري للمجموعة الثانية.

جـ مستوى الدلالة الإحصائية (ألفاً):

يرمسز لمستوى الدلالسة الإحسسائية Statistical level of يرمسز لمستوى الدلالسة الإحسسائية تكون في significance بالحرف الإغريقي: α ألفا. وقيم الدلالة الإحسائية تكون في الغالب في معظم البحوث عند المستوبات الآتية:

.,.0

. , . 1

.,..

وفي العبادة يعفته الباحث مستوى دلالمة الفرق الذي يقبله بين المجموعتين في دراسته منذ البداية ليرفض الفرض أو يقبله إذا كانت القيمة المستخرجة أقل من تلك الموجودة عند ذلك المستوى الذي قبله.

أمثلة

١ حساب اختبار وت؛ في حالة تساوي العدد في المجموعتين
 أولاً: من القيم الخام

طبق باحث اختباراً للطلاقة اللفظية على مجموعتين من المذكور

والإناث عدد كل منهما ستة ، فكانت درجات كل مجموعة على هذا الاختبار كما يلى:

	وعة ب	المجم		المجموعة أ			
ځ'	ق (س) (س - م) ع ّ				ح (س - م)	القيم (س)	ق
4	٣	۳	١	صفر	صفر	٥	١
**	٦+	14	۲	Yo	o +	١,	٧
٨١	4 +	۱۵	۳	4	۲ ÷	٨	٣
į	۲_	į	٤	١,	۱	ŧ	£
Yo	0	1	٥	4	۳	۲	٥
Yo	٥	1	٦	17	٤	١	٦
۱۸۰		44		٠,٠		۳.	
	7 = 11 = 7				لقيم	مجموع ا ق	= 1 r
	A 6 A ==	34.	_	-	~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~	~	- 16

$$\gamma = \frac{T^{2}}{7} = \gamma$$

$$\gamma' = \frac{T^{2}}{5} = \gamma$$

$$\beta' = \sqrt{\frac{1}{5}} = \gamma$$

$$\beta' = \gamma$$

$$\gamma' = \gamma$$

فهل هناك فرق له دلالة إحصائية بين متوسط المجموعتين؟ . وبحساب

$$\frac{1}{\lambda, \dots, 1} \bigvee = \frac{\overline{Y}, \cdot \overline{Y} + \overline{q}, \overline{q}}{\delta} \bigvee = \frac{1}{\delta} \bigvee$$

$$\cdot, \forall \alpha = \frac{1}{\sqrt{1 + 2}} = \frac{1}{\sqrt{1 + 2}} = 0$$

حساب دلالة قيمة «ت»:

يتم الكشف عن دلالة قيمة اختبار «ت» من الجدول الخاص بذلك ويتم الحصول أولاً على درجة الحرية وهي تساوي في مثالنا السابق ٢-١= ه. وبعد ذلك ننظر في الجدول عند درجة الحرية ٥ تحت مستوى ٥٠،٠٥ المربة، الحرية ٥ تحت مستوى ٥٠،٠٠ المربة، التي في الجدول عند أي من النسب الثلاث أكبر من القيمة المستخرجة في المثال كان الفرق غير دال بين المجموعتين أما إذا كانت قيمة اختبار «ت» التي في الجدول عند أي من النسب الثلاث (٥٠،٠١،٠) أقل من القيمة المستخرجة في المثال كان الفرق دالاً عند النسبة التي تكون قيمتها أقبل من القيمة المستخرجة في المستخرجة من المثال كان الفرق دالاً عند النسبة التي تكون قيمتها أقبل من القيمة المستخرجة من المثال.

جدول دلالة وتء

T.4YY Y, XX Y, Y, Y 1A TY, TY, TY, TY, TY, Y, Y		• ; • 1	٠,٠٥	د.ح،	*,**1	٠,٠١	٠,٠٥	دغ
W,Ao* Y,Ato Y,Ato <td< td=""><td>4,444</td><td>۸۷۸, ۲</td><td>۲,۱۰۱</td><td>18</td><td>774,414</td><td>ጚዮ, ፕሬሃ</td><td>17,4.3</td><td>١</td></td<>	4,444	۸۷۸, ۲	۲,۱۰۱	18	7 74, 414	ጚዮ, ፕሬሃ	17,4.3	١
# Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y	4.444	1,471	4, . 44	19	4.044	1,170	£, 40 T	٧
\$\text{V,V4Y}\$ \$\text{V,V1V}\$ \$\tex	4,40.	Y.Ato	7, 147	٧٠	77,461	0,841	4,144	۳
Y, V1V Y, V2V Y, V3V Y, V4V	4.414	4,000	4,	71	۸٫۶۱۰	1,711	7,777	£
\text{Y, \text{V}} Y,	4.744	4.414	Y, .V.	44	7,409	1, 144	Y,0V1	8
\$\psi, \psi \nterts \nt	4,717	4.4.4	7, . 14	44	0,104	۴,۷۷۰	4, 644	٦,
\$\psi, \cdot \cdo	4.450	4,747	4, 172	Yt	0,210	4, 294	7,770	٧
T,74. T,VV1 T,007 TY E,000 T,174 T,	4,710	7,747	7, -7-	Yo	0,-11	4,400	¥,#•1	٨
Y,7Y2 Y,07Y Y,04A YA £,1YV Y,107 Y,101 11 Y,704 Y,007 Y,020 Y4 £,Y1A Y,000 Y,1A4 1Y Y,127 Y,000 Y,0YY Y0 £,YYY Y,0YY Y,170 1Y Y,001 Y,002 Y,0YY £,1E0 Y,4YY Y,1E0 1E Y,27 Y,770 Y,0YY Y,1YY Y,1YY Y,1YY Y,1YY Y,1YY Y,1YY	4,4.4	4,474	7, .07	77	٤,٧٨٠	4,40.	7,747	N
T,704 T,V07 T,*20 T4 E,T1A T,*00 T,*1A4 LY T,717 T,*00 T,*TY T* E,TY T,*1Y T,*1Y <td>4,54.</td> <td>4,091</td> <td>7, . 07</td> <td>YY</td> <td>٤,٥٨٧</td> <td>4,114</td> <td>7,774</td> <td>3.</td>	4,54.	4,091	7, . 07	YY	٤,٥٨٧	4,114	7,774	3.
T,717 Y,000 Y,077 T E,TY Y,017 Y,170 1P T,001 Y,002 Y,003 E E,160 Y,400 Y,160 1E T,67 Y,770 Y,000 T E,000 Y,460 Y,100 10	4,24	7,774	¥, + \$A	44	\$,147	4,1.7	Y, Y+1	11
W. 001 Y, V · E Y, 4 V V Y, 100 16 W, 67 Y, 77 Y, · · · Y, · · · Y, 4 E Y, 14 V Y, 14	4,704	Y, V#7	Y, + 20	44	1,414	۳,٠٥٥	4,144	14
4, 27 4, 77 7, 7, 2, 2, 144 4, 141 10	4,727	4.40.	7,044	۳,	1,441	٣,٠١٧	[Y, 13·	18
	4.001	4,4.8	٧,٠٧	٤٠	\$.1£+	7,477	4,110	18
	4, 23	¥,77·	٧,٠٠	4.	٤,٠٧٣	Y,4£V	4,341	10
	4,474	7,317	1,44.	١٢.	£,-10	4.441	٧, ١٧٠	17
۲,۸۹۸ ۲,۱۱۰ ۱۰۹۲ فنسافوق ۱،۹۹۰ ۲۸۹۸ ۲٫۱۱۰ ۱۷	7, 191	Y, 0V7	1.47+	فمسافوق	4,410	۲,۸۹۸	4,110	17

وبالنظر للجدول السابق نجد أن قيمة «ت» المستخرجة في المثال السابق وهي ٠,٠٠ أو ٠,٠٠ أو ٠,٠٠٠ أمام درجة المحرية ٥.

ثانياً: من المجدول التكراري وتتبع المخطوات الآتية في حساب قيمة ت من الجداول التكرارية حيث يتم حساب م، ع أولاً:

		ب			ž.				
لح	لدح	٦	븨	"	ك ح	ك ح	ح٠	丝	ف
۰	۰ ۵	٠	o	- Y*	0	o –	١ -	o	- £
~	-	صفر	١.	o			صفر	٨	~-
o	c +	۱ +	Đ	V	٧	V +	۹ +	٧	۱۲
١.	صفر		۲۰		۱۲	¥ ÷	٧,	۲.	

ع = 1 190, = 1 × ۷۷, = ۸۰,۳

و بعد حساب قيمة م، ع لكل من المجموعتين أ، ب يتم استخراج قيمة

ت کمایلي:

$$\frac{1.1 - 1}{7.17 + 9.59} = \frac{1.1}{(1.57) + (7.14)} = \frac{1.1}{1-1}$$

$$z = \sqrt{\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}{1}}} = \sqrt{\frac{\frac{1}{1}}{1}} = \sqrt{\frac{\frac{1}{1}}{1}} = \frac{\frac{1}{1}}{1}} = z = PV, o$$

الدلالة: بالنظر في جدول قيم ت السابق عند درجة حرية (٢٠ ـ ١) ١٩ وتحت مستوى ١٩ (١٠ ، ١٠ ، ١٠ ، ١٠ نجد أن قيمة ت المستخرجة في هذا المثال لها دلالة عند ٢٠ ، ١٠ وذلك لأن قيمة ت المستخرجة من المشال السابق أكبر من القيمة الموجودة عند مستوى ٢٠ ، ٠٠ .

٢ ـ حساب اختبار وت، في حالة اختلاف العدد في المجموعتين

أولاً: من القيم الخام

اجريت دراسة على مجموعتين من الذكور والإناث طبق عليهم فيها اختباراً سوسيومترياً (العلاقة الاجتماعية) فكانت درجات كل مجموعة من المجموعتين والتي بلغ عدد الذكور فيها سنة وعدد الإناث خمسة كما يلي:

الإناث				الذكور			
ے	القيم	ق	حُ'	ح	القيم	ق	
۱+	۱۵	١	صفر	صفر	Q	١	
o +	19	۲	Yo	٠+	١,	٧	
Y +	14	٣	٩	۴ +	۸	۳	
£	١.	٤	١	1 -	ŧ	٤	
£ -	١,	٥	4	۳~	۲	٥	
			17	٤	١	٦	
صفر	٧٠		٦.	صفر	۳۰		
	\ + + + + + + + + + + + + + + + + + + +	(ling) 3 (ling) 4 (1) + 1 (1) + 0 (1) + 1 (1) + 2 (1) + 3	ق القيم ع ١+ ١٥ ١ ٢+ ١٩ ٢ ٢+ ١٦ ٣ ٤- ١٠ ٤ ٤- ١٠ ٥	ع ا ق القيم ع ا ا ا ا ا ا ا ا ا ا ا ا ا ا ا ا ا ا	ع ع و القيم ع القيم ع القيم ع القيم ع القيم ع القيم ع القيم القيم ع القيم القيم ع القيم ا	القيم ع ع و القيم ع القيم ع القيم ع القيم ع القيم ع الله الله الله الله الله الله الله ال	

و بعد حساب م، ع لمجموعة الذكور ولمجموعة الإناث يتم استخراج قيمة (ت):

الدلالة: بالنظر في جدول قيم ت السابق عند درجة حرية (٥ + ٦ - ٢) ٩ نجد أن قيمة ت لها دلالة إحصائية عند مستوى ٠٠،٠ وذلك لأن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق أكبر من الفيمة الموجودة عند مستوى ٠٠،٠١.

ثانياً: من الجدول التكراري

وتتبع الخطوات الآتية في حساب قيمة ت من الجداول التكرارية حيث يتم استخراج م، ع أولاً:

	المجموعة ٢				المجموعة ١				
كح'	كاح	حَ	书	نب	ك ح'	لاح	ح	ij	زر
٥	و	۱	٥	۳ –	40	ø	١ -	0	- £
صفر	صفر	صفر	۱٥	~ 0	صفر	صفر	صفر	٨	- A
٥	o +	۱ +	٥٠	~ Y	٤٩	٧+	1+	٧	~ \ Y
١.	صفر		40		٧ŧ	۲ +		۲.	

$$7 = 7$$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 = 7$
 $7 =$

$$3 l = 3\sqrt{\frac{2}{17}-(\frac{7}{17})^2} = \lambda \lambda_1 l^2$$

وبعد حساب م، ع للمجموعة ١، وللمجموعة ٢ يتم استخراج قيمة

$$\frac{\frac{1}{Y \circ + \frac{1}{Y}} + \frac{\frac{1}{Y}}{\frac{1}{Y}} + \frac{\frac{1}{Y}}{\frac{1}{Y}$$

ت = ۲,۷٥

الدلالة: وبالكشف عن قيمة ت أمام درجة الحرية (٢٠ + ٢٥ - ٢ = ٤٣) عند مستوى ٢٠,٠١ (٠٠، ١٠،٠١ أن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق نجد أن لها دلالة عند مستوى ٢٠,٠١ لأن قيمة ت في المثال أكبر من الموجودة في الجدول عند مستوى ٢٠,٠١

تمارين ١ ـ احسب هل هناك فرق له دلالة إحصائية بين المجمسوعتين أ، ب والذي يمثل درجاتهما الجدول التكراري الآتي :

عة ب	المجمود	بعة ا	المجمو
ı	نب	±	ن
*	- **	٧	
صفر	Y•	٨	- * *
10	- * •	14	- 10
10	- 11	14	- Y •
14		\ *	- 40
11	-7.	• 4	- * •
۰	- V·	• 1	- 40
o •		74.4	

٢ .. عدل توزيع المجموعة أ لأقرب توزيع اعتدالي.

٣ احسب مدى قرب أو بعد (انطباق) توزيع المجموعة ب من التوزيع الاعتدائي.

٤ ـ أجرى باحث دراسة على عينة من الأطفال الذكور والأطفال
 الإناث طبق عليهم فيها اختبار التوافق الشخصي فكانت درجاتهم على
 الاختيار:

الأطفال الذكور: ٥-٩-١٢ - ١٩ - ١٠ - ٣-٧

الأطفال الإناث: ١٩-٥-٣-٣٠٨-١١-١١

احسب هل هناك فرق له دلالته الإحصائية بين المجموعتين.

٣ ـ درجة الحرية

تعني درجة الحسرية عدد الدرجسات أو عدد التسكرارات التسي يمكن أن تتغير حول قيمة ثابتة أو مقياس معين للمجتمسع الأصلسي. فإذا جمعنا مجموعة من الدرجسات عدد ٢٠ عشرون درجة وهسله الدرجات العشرون لها متوسط معروف ١٠ عشرة مشالاً، ومسن المعلسوم من خلال حساب الانحسراف عن المتوسط أن مجمسوع انحسراف القيم عنده يساوي صفراً (أنظر الانحراف عن المتوسط في مقاييس التشتت) فإنه يترتب على ذلك أن تكون أية تسعة عشرة درجة من هذه الدرجات العشرين حرة في تغير قيمتها بينما تكون الدرجة العشرين مقيدة بقيمة معينة تضاف للقيم التسعة عشر حتى يصبح المتوسط ١٠ عشرة ولذلك تكون درجات الحرية التي تتشتت حول متوسط ذلك التوزيم مساوية ن ١٠٠

٤ ـ الدلالة والفرض (واحد الذنب .. ثنائي الذنب)

إذا كانت صياغة الفرض تعتمد هلى أن مجموعة من المجموعتين أعلى أو

أقل من الأخرى في الصفة المقاسة فإن تحديد اتجاه الفرق يشير إلى اختبار واحد الطرف أو واحد الذنب One-tailed test ، أما إذا كانت الصياغة قائمة على الطرف أو واحد الذنب تختلطان دون تحديد لأي اتجاه لهذا الاختلاف كنا بصدد اختبار ثنائي الذنب أو الطرف Two-tailed test وكلمة طرف تشير إلى طرف المنحنى.

والأساسي في تحديد واحد الذنب هو أننا نشير لطرف واحد من أطراف التسوزيع (العالمي ـ المنخفض) والمتعشل في القيمة المحتملة التسي تم الحصول عليها كقيمة واحدة الذنب One-tailed P Value .

أما الأساس في تحديد ثنائي الذنب (أو الطرف) هو أننا نشير لطرفي التوزيع كأن يقول الباحث في دراسته ما هي الدرجة المحتمل الحصول عليها وتنحرف عن المتوسط؟. أو أن هناك فرقاً دالاً في متوسط درجات اللكور والإناث في القدرة اللفظية. والباحث هنا يكون أمام متوسطين وانحرافين معياريين أي يكون في تعبيره عن الدرجة، المحتملة واضعاً في الحسبان كلا طرفي التوزيع Two-tailed test.

(٣) حساب الدلالةالإحصائية في المنهج القبلي ـ بعدي

يستخدم الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات المرتبطسة لحساب الدلالة الإحصائية لدرجات مجموعة واحدة من الأفسراد علسي مقياس للإتجاهات قبل مشاهدتها لفيلم يهدف للغيير اتجاه هذه المجموعة وبعد مشاهدتها للفيلم. ومعادلة الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات المرتبطة

اي ان:

- م ١ = المتوسط قبل مشاهدة الفيلم.
- م ٢ = المتوسط بعد مشاهدة الفيلم.
- ع م ١ = مربع الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات قبل مشاهدة الفيلم.
- ع م ٢ = مربع الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات بعد مشاهدة الفيلم.
 - الارتباط بين درجات الأفراد قبل وبعد مشاهدة الفيلم.
 - ع م ١ = الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات قبل المشاهدة.
 - ع م ٢ = الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات بعد المشاهدة.

مثال: أراد باحث أن يعرف ملى تأثير مشاهدة خمسة من الطلبة المجامعيين لفيلم عن العمل في الصحراء في تغيير اتجاهاتهم نحو العمل في تلك الجهدة. فقام الباحث أولاً بقياس اتجاهاتهم نحو العمل في تلك المناطق النائية ثم عرض عليهم فيلماً عن التعمير السلاي حدث في هذه المناطق وتبع ذلك قياس اتجاهاتهم مرة ثانية نحو العمل في تلك الأماكن. وفيما يلي درجاتهم على مقياس الاتجاه قبل وبعد مشاهدة الفيلم:

الأشخاص: (١) (٢) (٣) (٤) (٥)

الدرجات قبل: ۲ ، ۵ ، ۳

الدرجات بعد: ٣ ٥ ٣ ٢ ٤

حل المثال:

١ - المتوسط قبل المشاهدة = ٢ + ٤ + ٥ + ١ + ٣ = ١٥ + ٥ = ٣

٢ .. المتوسط بعد المشاهدة = ٣ + ٥ 7 + ٢ + ٤ = ٥ + ٠ ح ع ع

ه معامل الارتباط بين الدرجات قبل و بعد المشاهدة .

ن.'	ٺ	رتبة بعد	رتبة قبل	بمد	قبل	ق
صفر	صفر	£	ź	٣	Y	١
صفر	صفر	۲	۲	٥	٤	٧
صفر	صفر	١	١	٩	0	٣
صفر	صفر	٥	٥	4	١	£
صفر	صفر	۳	٣	ŧ	٣	٥
= صفر	عجد ف ۲					

Y, YV =

ويصبح الفرق بين اتجاهات الطلاب دالاً عند مستوى ١٠, إذا بلغت النتيجة ٢,٥٨ - إذا بلغت النتيجة ٢,٥٨ - إذا بلغت النتيجة ٢,٥٨ فما فوق.

وفي المثال السابق يعتبر الفرق بين اتجاهات الطلاب قبل مشاهدة الفيلم وبعد مشاهدة الفيلم دالاً إحصائياً أي أن مشاهدة الفيلم عملت على تغيير اتجاهات الطلاب إلى النواحي الإيجابية الخاصة بقبول فكرة العمل في الصحراء.

(1) دلالة الفرق بين معاملات الارتباط

أولاً: في حالة المجموعات المستقلة:

إذا أراد الباحث مقارنة مصفوفة معاصلات الارتباط لمجموعة من المتغيرات كالقبدرة اللفيظية والقبدرة العبدية والمترادفات لذى عينة من الأنباث الذكور بمصفوفة معاملات الارتباط لنفس المتغيرات لذى عينة من الإنباث فإنه يلجأ في ذلك لمعادلة دلالة الفرق بين معاملات الارتباط الأتية:

معادلة دلالة الفرق بين معاملات الارتباط =
$$\sqrt{\frac{(1-\frac{1}{4}-\frac{1}{4}-\frac{1}{4})}{(1-\frac{1}{4}+\frac{1}{4}-\frac{1}{4}-\frac{1}{4})}}$$

حيث أن:

ز ١ = المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط في المجموعة الأولى (١)

ز ٢ = المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط في المجموعة الثانية (٢)

ن ١ = العدد في المجموعة الأولى.

ن ٢ = العدد في المجموعة الثانية.

الخطوات:

١ .. يتم حساب معامل الارتباط بين درجات الاختبارين (س، ص) في
 المجموعة الأولى، وكذلك في المجموعة الثانية.

٢ ـ إستخرج المقابل اللوغاريتمي لمعامل ارتباط المجموعة الأولى ولمعامل ارتباط المجموعة الثانية (أنظر الارتباط المتعدد حيث يوجد الجدول الخاص بالمقابل اللوغاريتمي).

٣ - إحسب الفرق بين المقابلين اللوغاريتميين (بسط المعادلة).

\$ _ إحسب الخطأ المعياري للعينتين (مقام المعادلة) كالأتي:

$$\frac{1}{1 + \frac{1}{1 + \frac$$

اقسم الفرق بين المقابلين اللوغار يتميين (في الخطوة رقم ٣) على الخطأ المعياري لتحصل على القيمة النهائية.

٦ ... إذا كانت القيمة الناتجة:

أ ـ تقع بين ١,٩٦ - ٢,٥٨ كان الفرق دالاً عند ١,٠٠

ب ـ تقع بين ٢,٥٨ فما فوق كأن الفرق دالاً عند ٢,٠١

حداً قل من ١,٩٦ كان الفرق غير دال أي يتم قبول الفرق الصفري.

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة من أطفال الريف ومجموعة من أطفال المدينة طبق فيها على كل مجموعة اختبارين أحدهما يقيس السرعة المحركية والثاني يقيس السرعة الإدراكية وقام بحساب معامل الارتباط بين الاختبارين في كل مجموعة على حدة ، علماً بأن العدد في المجموعة الأولى ١٣٥ وفي المجموعة الثانية ٧٠. والمطلوب حساب دلالة الفرق بين معاملي الارتباط في المجموعة الريف ٧٠، وفي مجموعة الريف ٧٠، وفي مجموعة الحضر ٥٠، ٥٠.

خطوات الحل:

١ ـ المقابل اللوغاريتيم (*) لمعامل الارتباط ٠,٧٠ الخماص بأطفال
 ١١ يف من المجداول الخاصة بذلك هو ٠,٨٧ (**).

" ٢ .. والمقابل اللوغاريتيم (*) لمعامل الارتباط ٥٠,٠ الخاص بأطفال الحضر من المجداول الخاصة بذلك هو ٥٥,٠ (**).

(هه) نتيجة للتقريب تلاحظ فروق بسيطة بين المقابل اللوغاريتيم من الجدول وبين المقابل المستخرج من المعادلة باستخدام الآلة الحاسبة بالنسبة لمد: دلوه والشي تقابلهما المامن الالات الحاسبة الرياضية.

٣- الفرق بين المقابلين اللوغار يتميين = ١٠,٨٧ - ٥٠ , ٠ = ٢٠,٠٠

وبما أن هذه القيمة أقل من القيمة الواقفة عند مستوى ٢٠,٠٥ وعند مستوى ١٠,٠١ وعند مستوى ١٠,٠١ وعند مستوى ١٠,٠١ إذا الفرق غير دال إحصائياً بين معاملي الارتباط وفي مجموعتي الريف والحضر من الأطفال.

ثانياً: لذي المجموعة الواحدة.

فسي أولاً قارنسا بين اثنين من معامسلات الارتساط في مصفوفتين لمجموعتين من أطفال الريف وأطفال المحضر. وأحياناً يريد الباحث معرفة دلالة معاملات الارتباط بين اثنين من هذه المعاملات في مصفوفة ارتباط المجموعة الواحسدة أي مجموعة الريف أو المحضر. ولنفترض أن مصفوفة مجموعة الريف كان من بينها ثلاثة اختبارات هي:

- ١ ـ القدرة العددية.
- ٣ القدرة اللفظية .
- ٣ ـ القدرة الحركية .

وأراد الباحث أن يعرف دلالة الفرق بين معامل الارتباط الناتيج بين المقدرة المددية (١) وبين القدرة اللفظية (٢) والذي بلغت قيمته ٠٠,٠٠ وبين معامل الارتباط الناتج بين القدرة العددية (١) وبين القدرة الحركية (٣) والذي بلغت قيمته ٣٠,٠٠ فإنه سيكون في هذه الحالة في حاجة لحساب معامل الارتباط بين القدرة النفظية (٢)، وبين القدرة الحركية (٣) والذي يبلغ ٤٣,٠٠ فما دلالة الفرق بين الارتباطيين الآتيين كما أشرنا علماً بأن عدد العينة ٧٠:

٧, • معامل الارتباط بين القدرة العددية والقدرة اللفظية (ر ٢٠١).

٣٠١ معامل الارتباط بين القدرة العددية والقدرة الحركية (ر ٣٠١).
 ٢٠٠ معامل الارتباط بين القدرة اللفظية والقدرة الحركية (ر ٣٠٢).

١ ـ يطبق القانون الأتي:

10, YY =

1. . ∧∧ ==

يعتبر عدد العينة معثلاً للتباين الصغير وتستخرج درجة حريته كالأتي ن ٣ - ٧٠ = ٣ - ٢٠ ، كما أن درجة حرية التباين الكبير تعتبر مساوية للقيمة ١

وبالبحث في جدول دلالة نسبة ف عند درجة حرية التباين الصغير ٦٧ نجد أن الأقرب لها درجة الحرية ٦٥، وعند درجـة حرية التبـاين الـكبير ١ نجد:

وبما أن القيمة الناتجة في المثال السابق أكبر من القيمتين السابقتين إذاً هُناكُ فرق له دلالة إحصائية عند مستوى ٠٠,٠١ بين معامل الارتباط ٢٠١، ومعامل الارتباط ٣٠١.

(٥) دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية

في كثير من الدراسات النفسية والتربوية يكون للفروق في التغير بين المجموعات أهمية كبيرة. فألباحث في هذه الدراسات يهمه معرفة أي المجموعات تختلف اختلافاً دالاً في الانحراف المعباري أكثر من اختلافها في متوسط الإنجاز والتحصيل. والمثال على ذلك الباحث التربوي أو النفسي الذي يريد أن يختبر جدوى طريقة جديدة في تعليم الرياضيات بمدى التغير الذي تحدثه في الدرجات عن الطريقة الحالية المأخوذ بها. وعندما يتم

دراسة مجموعات مختلفة أو مستقلة أو عندما تعطبي الاختبارات لنفس المجموعات غير المرتبطة فإن دلالة الفرق تحسب بالمعادلة الآتية:

أولاً .. في حالة العينات الكبيرة العدد:

معادلة دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية =

الفرق بين الانحراف المعياري (١) ، (٢) مربع الخطأ المعياري للانحراف (١) × مربع الخطأ المعياري للانحراف (٢)

وفيما يلي المثال التوضيحي لتطبيق تلك المعادلة .

مثال: طبق اختبار يقيس الاستدلال الحسابي على ٨٣ ولداً، ٩٥ بنتاً وكان الانحسراف المعياري لدرجسات الأولاد ٧٠٨١، وللبنسات ١١،٥٦ والمطلوب حساب دلالة الفرق بين هذين الانحرافين أي هل الفرق بين الانحرافين (٢٠،٠١ - ٧٠٨١) وهو ٣٠،٠٠ دال عند ٢٠،٠٠؟

الخطوات :

١ ـ الخطا المعياري للانحسراف المعياري للمجموعة الأولسى
 (الذكور):

$$V, \lambda 1 = \frac{V, \lambda 1}{17, \lambda \lambda} = \frac{V, \lambda 1}{177} = \frac{V, \lambda 1}{177} = 17, \cdot$$

٢ ـ الخطأ المعياري للانحراف المعياري للمجموعة الثانية (الإناث) $\frac{70.11}{10.00} = \frac{11.07}{10.00} = \frac{11.07}{10.00}$ الخطأ المعياري = $\frac{70.11}{10.00} = \frac{11.07}{10.00} = 10.00$

 ^(*) يمكن حساب الخطأ المعياري بطريقة أخرى هي:
 الخطأ المعياري = V
 مدد أفراد العينة

$$\frac{Y, \vee 0}{\cdot, \vee \cdot + \cdot, \forall \vee} = \frac{Y, \wedge 1 - 11, \circ 1}{(\cdot, \wedge 1) + (\cdot, \wedge 1)} = \frac{Y, \vee 0}{(\cdot, \wedge 1) + (\cdot, \wedge 1)} = \frac{Y, \vee 0}{1 \cdot \cdot \cdot 1} = \frac{Y, \vee 0}{1 \cdot \cdot 1} = \frac{Y, \vee 0}{1 \cdot \cdot \cdot 1} = \frac{$$

القيمة الناتجة = ٣,٦١

ولما كانت القيمة الناتجة أعلى من ٢,٥٨ وهو مستوى الدلالة عند ٢٠,٠٠ فإن ذلك يشير إلى أن مستوى أداء البنات على الاستدلال الرياضي أكثر تغايراً بوجه عام من الأولاد. أما مستوى الدلالة ٥٠, فيكون عند ١,٩٦ أكثر تغايراً بوجه عام من الأولاد. أما مستوى الدلالة ٥٠, فيكون عند ١,٩٦ أ. والمعادلة السابقة تصلح في المجموعات الكبيرة الأعلى من ٣٠ فرداً.

ثانياً .. في حالة العينات الصغيرة العدد:

تحسب دلالة الفرق في حالة المجموعات الصغيرة بواسطة اختبار «ف» F test ، وذلك بقسمة التباين (الانحراف المعياري) الأكبر على التباين الأصغر ويوضح ذلك المثال التالى:

مثال :

عدد المجموعة الأولى (١) = ٦ عدد المجموعة الثانية (٢) = ١٠ التباين في المجموعة (١) = ٢٢. التباين في المجموعة (٢) = ٢٢.

اختيار هف، = ۲۹۰۱ = ۱,۷۸

وبالنظر في جدول دلالة وف، عند درجات الحرية الآتية :

^(**) أو النسبة الحرجة CR .

١ - درجة الحرية للمجموعة الثانية = ١٠ - ١ = ٩ (تباين كبير)
 ٢ - درجة الحرية للمجموعة الأولى = ٢ - ١ = ٥ (تباين صغير).
 ومعنى ذلك أنه لا يوجد ما يشير إلى أن المجموعتين مختلفتين اختلافاً جوهرياً.

البسُندُهُ الشَّعَالِث الاجعسَاء النَّقِيِّرُم

مقدمة

يهتم هذا الجرزء الأخير من الإحصاء بالمعاملات التي تفيد الباحث في حل كثير من المشاكل التي قد يقع فيها ويواجهها سواءاً وهو ما زال على الطريق يجمع بيانات بحثه أو يكون قد انتهى من جمعها ثم فطن لوقوعه في ثغرة من الثغرات. وهنا تساعده الإحصاء وتأخذ بيده فتعينه على حل مشكلته. كما أن هذا الجزء أيضاً يهتم بما يقدمه للباحث بتحقيق هدفه من خلال إعطائه الأسلوب العلمي الدقيق ونعني به التحليل العاملي ليستقرىء به من الجزئيات الكليات التي تشيع بينها. ويقدم لنا الإحصاء المتقدم أسلوب الدلالة الإحصائية المناسب للتوزيعات غير الاعتبدائية أي المقاييس اللابارامترية، ثم دلالة النسب المثوية، وتحليل التباين البسيط والمزدوج.

أولاً: معاملات الارتباط الخاصة بمشاكل البحوث

(1)

العلاقة المستقيمة والمنحنية

مقدمة: قبل أن يستخدم الباحث معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار (بيرسون الشكل الثالث من جدول الانتشار المرزدوج) لا بد أن يتأكد من أن المتغير س، ص والذي يقوم بإيجاد العلاقة بينها _ عادة _ اعتداليان في توزيعهما. فإذا لم يكن التوزيع اعتدالياً في المتغيرين استخدم الباحث في هذه الحالة نسبة الارتباط (*).

أساليب الكشف عن العلاقة: مستقيمة أم منحنية

ويمكن للباحث أن يتأكد من أن التوزيع اعتدالي والعلاقة مستقيمة بين المتغيرين عن طريق الأساليب الآتية :

أ ـ الرسم البياني.

ب - المتوسطات الحسابية للمتغيرين س، ص.

جــ اختبار مدى دلالة التوزيعين س، ص.

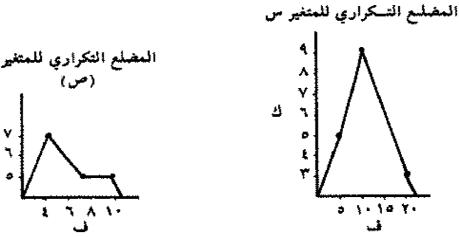
مثال: فيما يلمي جدول انتشار مزدوج لدرجات ١٧ شخصاً على اختبارين س، ص، والمطلوب معرفة هل التوزيع اعتدالي أم لا؟

 ⁽ه) د. سيد محمد خيري ـ الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ـ دار التأليف ـ
 ١٩٧٠ .

*	۸ -	T	£	ص س
٥	٧	١	*	o
٩	۲	٤	۳	- Y •
٣	١	صقر	۲	\o
۱۷	٥	o	٧	4.

(جدول انتشار مزدوج يبين العلاقة بين س، ص) أ ـ بالرسم البياني

ويمثل المضلعان التكراريان الأتيان توزيع المتغير س وتوزيع المتغير ص.



ويلاحظ في المضلعين السابقين أنهما يبتعدان عن التوزيع الاعتدالي الذي يقترب من شكل الجرس فالمضلع التكراري للمتغير (س) ذا قيمة مدببة، والثاني ذا قيمتين تقريباً كما أنه يميل للالتواء، ويجب أن لا يكتفي الباحث للتأكد من أن التوزيع اعتدالي بطريقة واحدة بل عليه أن يستخدم أكثر من طريقة وأكثر من أسلوب.

ب . المتوسطات الحسابية للمتغيرين س، ص

ولمعرفة هل العلاقة مستقيمة أم منحنية نقوم بحساب المتوسط الحسابي للأعمدة في جدول الانتشار المزدوج والمتوسط الحسابي للصفوف في نفس الجدول على النحو التالى:

١ _ المتوسط الحسابي للأعمدة

ويتم حساب المتوسط الحسابي لأعمدة من خلال الجدول التكراري للمتغير س جدول الانتشار المزدوج وذلك على النحو الآتي:

م: العمود الثاني			ن	عمود الأو	ج: ال		
	ۓ			كح	ۓ	4	ف
1 -	, 1	1	- 0	Y -	١	Y	- 0
صفر	صفر	٤	\ +	-	صفر	٣	- 11
صفر	1 +	<u>صفر</u>	- 10	Y +	1 +		10
1 -		٥		صفر		٧	

 $11,0=0\times\frac{1}{v}-17,0=0$ $17,0=0\times\frac{1}{v}-17,0=0$

م: العمود الثالث

كح	حُ	4	ن
¥	1 -	Y	- •
صفر	صفر	*	- 1+
\ +	1 +	1	- 10
\		٥	

11,0 = 0 × 1- 17,0 = 0,11

٢ - المتوسط الحسابي للصفوف

ويتم حساب المتوسط الحسابي للصفوف من خلال الجدول التكراري للمتغير ص في جدول الانتشار المزدوج على النحو الآتي:

م: للصف الأول (١)

فخ	ځ	<u> 4</u>	ن
¥	1	*	- 1
حبقو	صفر	1	T
+ Y +	1 +		- A
۲۰ صفر			

م: للصف الثاني (٢)

$$\frac{1}{4}$$
 $\frac{1}{4}$
 $$7, YY = Y \times \frac{1}{Y} - V = Y$$

وبعد حساب المتوسطات الحسابية لكل من الأعمدة والصفوف على النحو السابق يتسم وضمع هذه المتوسطات في مواقعها بجدول الانتشار المزدوج على النحو الآتي:

(جدول الانتشار المزدوج وبه متوسطات الصفوف والأعمدة)

"ŧ	-^	- 1	£	yr) yr
		٧		0
	11,0	۵,۷۸،۱۱,۵	17,0	- 1 •
		۲,۳۳		-\0
				غِ

و بتمثيل المتوسطات السابقة بعلامات يمكن توصيلها ببعضها ببعض كل على حدة (الأعمدة مالصفوف) في جدول الانتشار يصير شكل الجدول السابق كما يلى:

(جدول الانتشار المزدوج وبه مستقيم متوسطات الصفوف . . . ومستقيم متوسطات الأعمدة ـ . . .)

مجد	۰.۸	_4	- ŧ	ي ص
				" ۵
	#			-1.
		U	ï	la
				شجند

ويلاحظ على الجدول السابق أن العلاقية بين المتوسطيات مستقيمة وليست منحنية.

جــ اختبار مدى دلالة التوزيمين س، ص

ويتم ذلك من خلال خطوتين، الأولى تحويل التوزيع إلى أقرب توزيع اعتدالي، والخطوة الثانية اختبار دلالة التوزيع باستخدام كالله وذلك بالنسبة لكل من المتغيرين.

١ - بالنسبة للمتغير (س)
 أولاً: تحويل توزيع المتغير (س) إلى أقرب توزيع

ě	ص	و به	س - م	س	لرح ً،	لـح	حَ	1	Ĺ,
٤, ٢٥	, ۱۷	1,44	£,0-	٧,٥	٥	0	۱ – ۱	٥	- o
4,70	٠,٣٩	,10	1,6+	۵,۲۱	-	-	مغر	4	- 11
7,70	,11	1,77	a,o+	14.0	٣	۴+	۹ +	٣	~ 10
17.70					٨	۲		۱۷	

م = $0.71 - \frac{7}{10}$ × 0 = 0.71 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 - 0.04 -

$$3 = 0 \sqrt{\frac{\Lambda_1}{V_1}} \cdot (\frac{V_1}{V_1})^{-1} = 0 \sqrt{V_3 \cdot (V_1 \cdot V_2)} = 0 \sqrt{V_3 \cdot (V_1 \cdot V_2)} = 0$$

= ٥ × ٦٨ × = ۴, ٤ بالتقريب

اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا

<u>ia-a</u>	.g-q	년 - 리	i	ك	ٺ
,10	1,70	, V+ +	£ , 40	٥	- 0
, • ٧	٠,٦٥	, Vo -	4,70	4	- 1.
, ۰ ۲	٠, ٠٦	, Yo +	Y,V#	۳	- 10
, Y1 = TS					

وكما يتضع من قيمة كا' نجد أنه ليس لها دلالة إحصائية وذلك من خلال الكشف عن دلالتها في جدول قيم كا'. ومعنى هذا أنه لا يوجد فرق بين التوزيع التجريبي والتوزيع الاعتدالي أي أن هذين التوزيعين ينطبقان على بعضهما. ونتيجة لذلك يمكن استخدام معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار وذلك إذا كان توزيع المتغير ص ينطبق أيضاً على التوزيع الاعتدالي.

ب ـ بالنسبة للمتغير (ص) أولاً: تحويل التوزيع إلى أقرب توزيع اعتدالي

ú	ص	ئ رئے ا	صم	س	ك ع`	ك ح	ح.	7	ن
٤,٦	• , 75	1,.1-	۱,۸-	٥	٧	٧-	١-	٧	- t
۸٫۰	٠, ٤٠	+, 47 +	·,•¥+	٧		صفر	مبغو	۰	- ħ
٣.٤	1,14	1,40 +	¥,¥+	4	٥	۰+	1 +	٥	- ^
17					17	۲.		W	

$$\gamma = V - \frac{V}{V} = VV, T$$

$$1,7\lambda=,\lambda\xi\times Y=,\cdot 1-,V \mid Y=1,V=\frac{1}{(\frac{Y}{|V|})-\frac{1}{|V|}} \quad Y=\xi$$

$$Y = \frac{1}{1} \times \frac{1}{1}$$
 المقدار الثابت = $\frac{1}{1}$

ثانياً: اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا

<u> </u>					
23	'원 _ 신	1.1	٤	೨	ف
1,40	٥,٧٦	Y,£+	٤,٦	٧	- £
1,15	۹,۰۰	۳,۰-	۸,۰	٥	~ ~
·, Vo	7,07	+ 1,1	٣,1		~ A
r, \r= 15			17	17	

ويتضع لنا من قيمة كا السابقة أنه ليس لها دلالة إحضائية ومعنى ذلك أن التوزيع التجريبي ينطبق على التوزيع الاعتدالي أي يمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار لحساب العلاقة بين المتغير (س) والمتغير (ص) في جدول الانتشار المزدوج السابق.

اما إذا لم تكن العلاقة مستقيمة وكانت منحنية، ولم ينطبق السوزيع التجريبي على التوزيع الاعتدالي فإن على الباحث في هذه الحالة استخدام نسبة الارتباط.

(Y)

نسبة الارتباط Correlation Ratio

وجدنا في الجزء السابق أنه عندما لا يكون التوزيع اعتدالياً في المتغيرين، وعندما لا تكون العلاقة بينها مستقيمة لا يستخدم الباحث معامل ارتباط بيرسون Pearson عسن طريق جدول الانتشسار المزدوج أو غسيره للسكشف عن العلاقة بين المتغيرين بل يستخدم في هذه الحالة نسبة الارتباط. ويستطيع الباحث أن يستخرج من جدول الانتشار المزدوج نسبتي ارتباط حسب تحديده لاي

المتغيرين س أو ص هو المتغير المستقل أو المتغير المعتمد. فإذا كان س هو المتغير المستقل، ص المغير التابع يستخرج الباحث نسبة ارتباط س على ص أما إذا كان ص هو المتغير المستقل، س هو المتغير التابع يستخرج الباحث نسبة ارتباط ص على س.

١ - نسبة ارتباطس. ص

ويتم حساب نسبة الارتباط بطرح متوسط صفوف المتغير ص (والسابق الحصول عليها عند حساب هل العلاقة مستقيمة أم منحنية؟) من المتوسط العام لهذا المتغير ثم تربيع هذا الانحراف وضربه في تكرارات س. وذلك على النحو الآتي:

مثال:

(ك س × مربع الانحرافات)	[مريع الحرافيم : ص . هـــــئ المتوسط المنامِل ص]	[ح م: ص. ص عن م العامل ص)	[م:صفوف ص]	<u>ا</u> ال	ن
, T+	* + * \$	*, ** +	v	ø	4
, +4	1.44	* * * #* -	1,77	•	<u>.</u> †•
+,33	377.	* , tV	ፕ , ም ም	*	10
.,40					

المتوسط العام للمتغير ص = ۷ -
$$\frac{1}{\sqrt{2}} \times Y = 7,$$

$$1, V = \frac{1}{1} \frac{1}{1} \frac{1}{1} \sqrt{1} = 1$$

الانحراف المعياري له: مجدل س × مربع انحراف صفوف ص عن متوسطها العام:

$$= \sqrt{\frac{6}{1}} = \sqrt{\frac{6}{1}} = \sqrt{\frac{6}{1}}$$

نسبة ارتباط س . ص = ع مجدك س × مربع الانحرافات ______ ع مر

 $0.18 = \frac{1.78}{1.7} = 0.18 = 0.00$

ويمكن إيجاز الخطوات السابقة فيما يلي:

١ ـ نضع فشات المتغير س (عند حسابنا نسبة ارتباط س. ص)
 وتكرارات فنضع في مقابل تلك التكرارات متوسط صفوف المتغير ص.

٧ ـ يتم حساب المتوسط العام للمتغير ص.

٣- يتم طرح المتوسط العام للمتغير ص من كل متوسط من متوسطات صفوف ص عن المتوسط العام للمتغير ص .

٤ ـ يتم تربيع كل انحراف تم الحصول عليه في الخطبوة السابقة ويوضع الناتج في عمود مربع انحراف صفوف ص عن متوسطها العام.

تتم ضرب الناتج في الخطوة السابقة في تكرارات المتغير س المقابلة لها ليتم الحصول على مجموع لله س × مربع الحرافات صفوف ص عن متوسطها العام.

٣ - يستخرج الانحراف المعياري لمجموع ك س × مربع انحرافات
 ٢٦٨

صفوف ص عن متوسطها العام بتطبيق المعادلة التالية:

٧ مجدك × مربع الانحرافات مجدك

٧ .. يتم حساب نسبة الارتباط كما يلي:

الانحراف المعياري له : عجدك س × مربع الانحرافات نسبة ارتباط س ، ص = الانحراف المعياري للمنفير ص

وتتبع نفس الخطوات السابقة عند حساب نسبة ارتباط ص. س كما في المثال السابق:

مثال لحساب نسبة ارتباط ص. س.

(لا ص × مريح الانحراقات)	(مريع الحراف، أحبدة منحن متوسطهساالعام)	[الحراف] متوسطها العام]	وم:أعبدةس}	زڭ س)	د
Y. 0Y	• , ***	*,* +	14,0	٧	ŧ
***	+,15	• • \$ =	11,0	•	۳,
		*.1 -	11.0	ø	۸.
1.14				17	

م ص = ۱۱،۹ ع س = ۲،۶

الانحراف المعياري لمجه: ك ص × مربع الانحرافات = \ الانحراف المعياري لمجه: ك ص

., . =

نسبة ارتباط ص. س = مورد = ۱,۱٤٧ م

اتجاه الملاقة في نسبة الأرتباط:

يرى المؤلف أنه يمكن تحديد اتجاه العلاقة في نسبة الارتباط من خلال:

أ ـ شكل التوزيع في جدول الانتشار (الجدول المزدوج) أو.

ب ـ حساب معامل الارتباط بين كل متغيرين حتى يمكن معرفة الارتباطات السالبة ووضع هذه الإشارات السالبة والموجبة أمام نسب الارتباط الخاصة بكل من المتغيرين.

(٣) معامل الارتباط الجزئي Partial Correlation

مقدمة :

لا يستطيع الباحث في كثير من البحوث التي يجريها ضبط كل متغيرات بحثه أما عن صعوبة وعوائق ميدانية أو نسيان إجراء عملية الضبط والتثبيت للمتغيرات أثناء الخطوات الأولى من البحث.

ويحتاج الباحث في هذه الحالة لمعامل إحصائي يفيده في عزل تأثير هذا المتغير أو المتغيرات التي لم يثبتها على الظاهرة المدروسة من حيث علاقاته بمتغيرات أخرى.

مثال:

أراد باحث أن يدرس العلاقة بين التحصيل الدراسي والغياب لدى مجموعة من الطلبة. ومن المعروف أنه إلى جانب الغياب فإن طريقة التدريس للطالب تؤثر في تحصيله الدراسي أيضاً. فإذا استطاع الباحث أن

يضبط هذا المتغير (المتغير الخاص بطريقة التدريس) أثناء إجرائه للتجربة ويختار التلاميذ من بين الذين يتعلمون بطريقة تدريس واحدة فإنه يكون بذلك قد عزل تأثير هذا المتغير. أما إذا لم يستطيع اختيارهم من الذين يخضعون لطريقة تدريس واحدة وكان التلاميذ يتعرضون لطسرق تدريس مختلفة فإنه بذلك يكون في حاجة لمعامل الارتباط الجزئي لكي يعزل تأثير متغير طريقة التدريس في العلاقة بين التحصيل الدراسي والغياب ويتضح فتغير طريقة التدريس في العلاقة بين التحصيل الدراسي والغياب ويتضح

مثال:

(Y ')	(1)	(1)	
طريقسة	التحصيل	الغياب	(ن)
التدريس			
14	10	٧٠	1
¥+	17"	111	۲
٥٥	11	**	٣
۸٠	۱۳	40	ŧ
• 1	• A	1.0	٥

وفي المثال السابق وتمهيداً للحصول على معامل الارتباط الجزئي لعزل تأثير طريقة التدريس على العلاقة بين الغياب والتحصيل الدراسي يتم الحصول على معاملات الارتباط الآتية بين المتغيرات الثلاث السابقة:

أولاً: معامل الارتباط^(۱) بين الغياب والتحصيل الدراسي ونرمـز له بالرمز: ر ۲۰۱ أي معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٢.

 ^(*) على الباحث أن يستخدم معامل الارتباط المناسب لعدد المينة ولطبيعة توزيع متغيراته.

ثانياً: معامل الارتباط بين الغياب وطريقة التدريس ونرمز له بالرمز: ر٣٠١، أي معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٣.

ثالثاً: معامل الارتباط بين التحصيل الدراسي طريقة التدريس ونرمز له بالرمز: ر٣٠٧، أي معامل الارتباط بين المتغير ٢ والمتغير ٣.

أولاً: ﴿ ر ٣٠١

ئ سة	ن	رتبة ص	رتبة س	صن	س	ن
	33,00	į,·+	1	٥	10	1
, 40	.,	٧,٥	*	14	111	Y
٠,٠٠	۳,۰۰-	ŧ	1	11	14+	٣
Y, Y0	1,00+	٧,٠	£	14	40	٤
***************************************	Y, * * -	٠	٣	٨	1+0	•
	- ه,٥ صفر					

 $, oA = 1, oA = 1 = \frac{1 \wedge 9}{1 \cdot 7} = 1 = \frac{71}{71} = 1 = 7 \cdot 1 = 7 \cdot 1$

ثانياً: س ٣٠١

७.४) : ७७७

	Y - 1 .	, . 			6 .
ŧ	رتبة ص	رثية س	ص	س	Ş
	رچہ عو	1	۱۳	10	1
4, ** **, ** =	¥.	۲,۵	۲.	۱۳	Y
., 40 .,0	۳	£	0.0	11	٣
£ , * * * * * * * *	Υ,	Υ,•	٨٠	14	٤
4,40 1,0++	١		3	۸	٥
صفر صفو	٥	_			
10,01			19	. ست.⊌	

وبعد ذلك يتم تطبيق قانون معامل الارتباط الجزئي الآتي:

حيث أن:

ر ٣٢٠١ = معامل الارتباط الجزئي.

ر ٢٠١ = معامل الارتباط بين الغياب والتحصيل.

ر ٣٠١ = معامل الارتباط بين الغياب وطريقة التدريس.

ر ٣٠٢ = معامل الارتباط بين التحصيل وطريقة التدريس.

وبالتعويض عن المعادلة السابقة في المثال السابق فإن:

$$\frac{-\lambda \alpha, -\lambda l, \times \gamma \gamma, -\lambda l}{-\lambda \alpha, -\lambda l, \times \gamma \gamma, -\lambda l} = \frac{-\lambda \alpha, -\lambda l, \times \gamma \gamma, -\lambda l}{-\lambda \alpha, -\lambda l, \times \gamma, -\lambda l}$$

فيان العلاقة بين الغياب والتحصيل الدراسي مع تثبيت أثـر طريقة التدريس على هذه العلاقة في هذا المثال الندريس على هذه العلاقة في هذا المثال الندريس

العلاقة بين الارتباط الجزئي ومعادلة الفروق الرباعية في التحليل العاملي

ذهب سبيرمان .Spearman C إلى أن معامل الارتباط بين أي عدد من الاختبارات التي تقيس أي ناحية من نواحي النشاط والتفكير العقلي ترجع إلى وجود عامل عام مشترك فإذا تم عزل أشر هذا العامسل العام من هذه الاختبارات فإنه لا يوجد ذلك الارتباط بين هذه الاختبارات وتصير قيمته صفراً. وهذا ما تقوم عليه معادلة الفروق الرباعية والتي تشير إلى أنه إذا كانت الارتباطات التي تجمع بين تلك الاختبارات ترجع إلى عامل عام مشترك فإن الفروق الرباعية تصبح مساوية للصفر. وتسمى معادلة الفروق الرباعية بهذا الاسم لأنه لو أخذنا أي أربعة اختبارات من اختبارات من اختبارات من اختبارات من اختبارات من معاملات الارتباط العمودي كل اختبارين واحدة كأن تكون النسبية بين معاملات الارتباط العمودي كل اختبارين واحدة كأن تكون النسبية بين مجموع ارتباطات عمود اختبار أ وعمود اختبار ب هي ٢: ١، وكذلك بين مجموع ارتباطات عمود اختبار جوعمود اختبار دهي ٢: ١، وكذلك بين مجموع ارتباطات عمود اختبار جوعمود اختبار دهي ٢: ١، وعلى هذا الأساس يكون أحد سحو

معامل الأرتبأط المتعدد Multiple Correlation

مقدمة :

يواجه الباحث في كثير من البحوث والدراسات التي يجريها كثيراً من المشاكل تساعده الإحصاء دون شك على حلها. ويعتبر معامل الارتباط المتعدد على رأس الأساليب الإحصائية التي تساعد الباحث على تفهم الفاهرة موضوع الدراسة من حيث علاقتها بكافة المتغيرات الأخبرى التي ترتبط بها. ويواجه الباحث مثل هذه المشاكل في علم النفس الاجتماعي وعلم النفس الصناعي حيث يجد كثيراً من الظواهر التي ترتبط بالعديد من المتغيرات. ففي علم النفس الاجتماعي نجد مثلاً تكوين الاتجاهات يرتبط بالتنشئة الاجتماعية وبالجماعة العضوية والجماعة المرجعية وبوسائل الاتصال وبدور الجماعة الأولية. . . وهكذا العديد من المتغيرات التي ترتبط بتكوين الاتجاه . وفي علم النفس الصناعي نجد أن الكفاية الإنتاجية للعامل ترتبط بجوانب كثيرة مثل القدرات واللكاء ، والموح المعنوية ، والتوحد بالعمل ، والمكانة الاجتماعية والعلاقة بالرؤساء ، والعلاقة بالزملاء . . .

ويحتاج الباحث في مثل هذه الأحوال إلى النوصل لمعامل عددي واحد يوضح له العلاقة بين هذه الظاهرة وتلك المتغيرات التي ترتبط بها.

ويضع معامل الارتباط المتعدد على عاتقه الكشف عن هذه العلاقة في مثل هذه الأحوال. وقانون معامل الارتباط المتعدد هو:

مثال :

لو أردنا معرفة العلاقة بين الكفاية الإنتاجية لمجموعة من العمال في عملهم وبين كسل من المكانة السوسيومترية والسروح المعنوية وكانت درجاتهم على كل من المتغير المستقسل (الكفاية الإنتاجية) والمتغيرات المعتمدة (المكانة السوسيومترية والروح المعنوية) كما يلي:

(٣)	(¥)	(1)	
السروح المعنوية	المكانسة السوسيومترية	الكفساية الإنتاجية	ق
Y •	17	v	1
Ya	11	٨	Y
14	V	٤	٣
۳1	4	4	٤
۲.	۸.	٣	٥

فإنه يتم حساب معاملات الارتباط الآتية:

١ ـ معامل الارتباط بين الكفاية الإنتاجية والمكانة السوسيومترية أي
 ٢٠١٠.

٧ ... معامل الارتباط الكفاية الإنتاجية والروح المعنوية أي ر٣٠١.

٣ ... معامل الارتباط بين المكانة السوسيومترية والروح المعنوية أي ٣٠٢.

أولاً: ر ۲۰۱

ئ ب۲	ٺ	رتبة	رتبة	(Y)	(1)	ن
		(Y)	(1)	المكانة السوسيومترية	الكفاية الإنتاجية	
1	1 +	1	*	14	٧	1
1	1 -	*	•	11	٨	Y
1	١-	٥	ŧ	٧	\$	۳
1	1 -	£	۳	4	٦	ŧ
£	Y +	٣	a	1.	۳	٥
٨						

$$c \cdot r = f = \frac{r \times \Lambda}{r \times r} - f = \frac{\Lambda \cdot r}{r \cdot r} = r \cdot r$$

ثانیاً: ر ۳۰۹

ئت∙	ٺ	رثبة	رتبة	(٣)	(١)	Ċ
		(٣)	(1)	الروحالمعنوية	الكفساية الإنتاجية	
٤	Y -	ŧ	Y	Y +	V	1
٤	Y	۳	•	40	٨	Y
1	1 -	٥	٤	14	ŧ	۳
ŧ	۲ +	1	۳	٣١	٦	£
4	* +	*	٥	۳.	٣	ø
**						

 ⁽a) هذا مجرد مثال وقيمة الارتباط الحالي لا تكشف عن طبيعة هذه العلاقة .

ثالثاً: ر ٣٠٧

قب ا	قب	رتبة	رتبة	(Y)	(Y)	ن
				السروح المعنوية	المكانة السوسيومترية	
4	۳ -	£	1	٧٠	14	1
•	1 =	٣	4	Yo	11	¥
Y, Yo	1,0-	0	۳,٥	14	1.	٣
17	£ +	1	٥	4.1	•	£
Y, Y0	1,0+	۲	۳,٥	۴.	١.	٥
4.,0						

$$=\frac{1 \wedge Y}{1 \cdot Y} = \frac{Y \cdot \cdot \circ \times 7}{1 \cdot Y} = Y \cdot Y$$

وبالتعويض عن معادلة معامل الارتباط المتعدد في المثال السابق تكون قيمة معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتباجية وكل من المكائة السوسيومترية والروح المعنوية كما يلي:

$$= \sqrt{\frac{r_1 + t + \dots + r_2 \times \dots \times r_4}{t - x Y_1}}$$

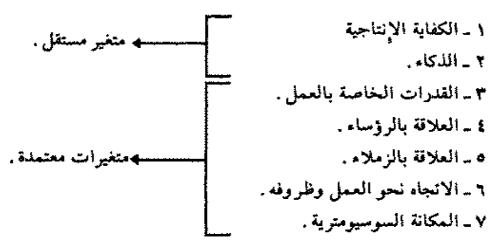
$$= \sqrt{\frac{77 \cdot 78}{2 \cdot 7}} = \frac{1700}{2 \cdot 7} = \frac{1700}{2 \cdot 7} = 97.$$

.. العلاقة بين الكفاية الإنتاجية لمجموعة العمال في المثال السابق وبين كل من مكانتهم السوسيومترية وروحهم المعنوية تساوي ٠,٦٥ وذلك باستخدام معامل الارتباط المتعدد.

ملحوظة: أحياناً يرتبط بالظاهرة موضوع الدراسة كما سبق أن بينا أكثر من متغيرين فقد يكون ثلاثة أو أربعة أو خمسة أو أكثر من ذلك حسب طبيعة الظاهرة نفسها. ويحتاج الباحث في هذه الحالة كذلك لمعامل عددي واحد يعبر له عن علاقة الظاهرة بهذه المتغيرات جميعاً.

مثال :

أراد باحث أن يدرس علاقة الكفاية الإنتاجية للعامل بالمتغيرات المرتبطة بها:



والباحث في هذه الحالة عليه أن يقوم بحساب معاملات الارتباط الآتية :

١ .. معامل الارتباط بين كل من الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات.

٢ سمعامل الارتباط المتعدد بين كل من الكفاءة الإنساجية والعلاقة بالزملاء.

٣ معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية والاتجاء نحو العمل والمكانة السوسيومترية.

وللحصول على معامل عددي واحد يعبر عن علاقة الكفاية الإنساجية بالمتغيرات الست السابقة نقوم بما يلي:

١ ـ تحويل معامل الارتباط المتعدد إلى مقابلة اللوغاريتمي في البجدول الخاص بذلك.

٧ _ حساب متوسط المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط.

٣ ـ تحويل المتوسط اللوغاريتمي مرة أخرى إلى مقابله من معاملات
 الارتباط وذلك في الجدول الخاص بذلك والمشار له في ١٠

ويستخدم جدول تحويل معامل الارتباط ر إلى مقابلة اللوغاريتمي ز في تحويل معاملات الارتباط النبي تزيد عن ٥٠, ٥٠٠٠ إلى مقابلاتها اللوغاريتمية لحساب متوسطاتها. ثم يحول الناتج اللوغاريتمي بعد ذلك إلى المقابل الارتباطي ويكون هذا المقابل الارتباطي هو معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية وكل من الذكاء والقدرات الخاصة بالعمل والملاقة بالزملاء والعلاقة بالرؤساء والاتجاه نحو العمل والمكانة السوسيومترية. ولنفترض أن معاملات الارتباط المتعدد في المشال السابق كانت كما يلى:

أولاً: بين الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات ر ٣٠٣٠١ = ٢٠،٣١ م ثانياً: بين الكفاية الإنتاجية والعلاقة بالرؤساء والعلاقة بالزملاء ر ٥٠٤٠١ = ٥٠٠٠٠

⁽ع) يتم هذا الإجراء لأن التوزيع التكراري للارتباطات النبي تقع بين ١٠٢٥ - ١٠٩٥٠ غير اعتدالي أما التوزيع التكراري لمقابلها اللوغاريتمي فهو اعتدالي. وعلى هذا فلا يجوز في حالة الارتباطات حساب متوسطها بينما يجوز ذلك لمقابلها اللوغاريتمي.

ثالثماً: بين الكفساية الإنتساجية والاتجساء نحسو العمسل والمكانسة السوسيومترية ر ٧٠٦٠١ = ٠٠,٤٢ ...

وبالرجوع لجدول المعامل اللوغاريتمي (*) ، , نجد أن المقابلات اللوغاريتمية لمعاملات الارتباط المتعدد السابقة هي:

ر ٣٠٢٠١ = ٣٠,٠٠ مقابلها اللوغاريتمي ٣٢.٠٠. ر ٤٠١ - ٥ = ٥٥,٠ مقابلها اللوغاريتمي ٣٢.٠٠. ر ٧٦٠١ = ٤٢,٠ مقابلها اللوغاريتمي ٢٠,٤٠.

والمتوسط الحسابي للمقابلات اللوغاريتمية = $\frac{17.7. + 17. + 15...}{9}$ = $\frac{1.779}{9}$ = $\frac{1.779}{9}$

والبحث في نفس الجدول عن معامل الارتباط رالمقابل للقيمة ٤٦.٠ اللوغاريتمية نجد أنه يساوي ٤٣.٠ وبهذا يكون معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات والعلاقة بالزمسلاء والعلاقة بالرؤساء والاتجاه نحو العمل والمكانة السوسيومترية ٤٣.٠ هذا ويمكن التأكد من دلالة معامل الارتباط المتعدد كما سبق أن بينا.

 ^(*) د. فؤاد البهي السيد ـ الجداول الإحصائية ـ دار الفكر العربي ـ ١٩٥٨ ص ٨ جدول ١٣
 وذلك بالنسبة لمعاملات الارتباط ٢٠ . ٠ . ٩٩٥ . ٠ . أما بالنسبة للأقل أنظر مناهج البحث في التربية وعلم النفس لفان دالين ترجمة بإشراف سيد عثمان ـ الانجلو المضرية ١٩٧٥ .

أولاً ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط ٢٠, ٠ فما فوق أي غير الاعتدالية التوزيع .

٦.	ر	;	ر	j	ر	ز	و	ز	ر
1,07	.,910	١,٠٠	٠,٧٧	٠,٦٨	٠,٥٩	٠,٤٥	٠,٤٢	+ , *1	٠, ٢٥
1,04	• , 4 Y •	1, + 4	٠,٧٧	٠,٦٩	٠,٣٠	1,23	٠, ٤٣	+, 77	٠, ۲٦
1,77	.,970	1,10	٠,٧٨	٠,٧١	٠,٦١	٠,٤٧	٠, ٤٤	٠, ۲۸.	٠,۲٧
1,33	٠,٩٣٠	1,.4	۰,۷۹	۰,۷۳	٠,٦٢	٠,٤٨	1,20	٠, ۲٩	٠,٢٨
۱٫۷۰	۰,۹۳۵	1,10	٠,٨٠	٤٧، ١	• , % %	۰۵, ۱	1, 27	٠,٣٠	-, ۲٩
1,72	٠,٩٤٠	1,17	٠,٨١	۲۰٬۷٦	7,71	۱۵,۰	٠,٤٧	٠,٣١	٠,٣٠
1,44	.,910	1,17	٠,٨٢	٠,٧٨	1,70	1,04	٠, ٤٨	٠,٣٢	٠,٣١
1,84	٠,٩٥٠	1,19	۲۸,۰	٠,٨٩	٠,٦٦	٠,٥٤	-,14	٠,٣٣	٠,٣٢
1,49	1,400	1,77	٠,٨٤	٠,٨١	۰,٦٧	مم, ۰	۱,۵۰	٠,٣٤	٠,٣٣
1,40	٠,٩٦٠	1,77	٠,٨٥	٠,٨٢	٠,٦٨	٠,٥٦	۱۵,۰	٠,٢٥	٠,٣٤
۲,۰۱	٠,٩٦	1, 44	٠,٨٦	۰,۸۰	+,14	۰,۵۸	٠,٥٢	٠,٣٧	٠,٣٥
7, • 9	٠,٩٧٠	1,44	۰,۸۷	٠,٨٧	٠,٧٠	۰,۵۹	۰,۵۴	* 144	۰,۴۳
۲,۸	۰,۹۷٥	1,44	٠,٨٨	+,44	٧,٧١	٠,٩٠	•,01	٠,٣٩	٠,٣٧
۲,4.	1,441	1, £ Y	٠,٨٩	• , 4 1	٧٧,٠	1,78	٠,٥٥	٠, ٤٠	٠,٣٨
۲, ٤٤	۰,۹۸۵	1, £7	1,41	٠,٩٣	۰,۷۳	٠,٦٣	۰,۵٦	., 41	1,44
4,70	.,44.	۱,۵۰	٠,٩٠٥	1	۰,۷۱	٠,٣٥	۰٫۵۷	*, £*	٠, ٤٠
7,44	.,440	1,00	• , 4 4 •	+,47	۰,۷۵	1,77	• ,•۸	٠,٤٤	•,£\

ثانياً _ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط الأقل مِن ٢٥ ، ، أي الاعتدالية التوزيع

ز	J	ز	ر
+,177	٠,١٢٥	4,444	.,
+,181	+,144	٠,٠٠٥	1,110
٠,١٣٦	٠,١٣٥	٠,٠١٠	*,***
+,141	٠,١٤٠	٠,٠١٥	1,110
+,1£7	4,180	*, • Y •	.,
٠,١٥١	1,101	1,140	1,170
٠,١٥٦	٠,١٥٥	٠,٠٣٠	٠, ١٣٠
٠,١٦١	٠,١٦٠	٠,٠٣٥	٠,٠٣٥
•, 177	1,170	*,*&*	٠,٠٤٠
٠,١٧٢	٠,١٧٠	1,180	1,1£0
٠,١٧٧	1,170	٠,٠٠٠	.,
٠,١٨٢	*,14*	1,.00	٠,٠٥٥
٠,١٨٧	۰٫۱۸۰	٠,٠٩٠	٠,٠٩٠
1,147	.,19.	٠,٠٦٥	1,130
•,14٨	٠,١٩٥	٠,٠٧٠	٠,٠٧٠
1,414	٠,٢٠٠	٠,٠٧٥	۰,۰۷۵
1, 714	., ۲.0	٠,٠٨٠	٠,٠٨٠
•, ٢١٣	., 41.	۰٫۰۸۵	۰,۰۸۰
٠,٢١٨	1,410	1,141	٠,٠٩٠
£			<u> </u>

(تابع) جدول المقابل اللوهاريتمي

ز	ر	j	J
•, 478	٠, ٧٧٠	٠,٠٩٥	ه ۹۰ , ۰
•, 474	•, ***	.,	٠, ١٠٠
٠, ٢٣٤	٠, ٢٣٠	1,110	٠,١٠٥
٠, ٢٣٩	٠, ٢٣٥	., ۱۱.	٠, ١١٠
1,710	., ٧٤.	+, 117	٠,١١٥
٠,٢٥٠	٠,٧٤٥	٠,١٢١	1,171

(٥) الانحدار والتنبوء

مقدمة: إذا طبق اختبار يقيس تحصيل التلاميذ في مادة الحساب على مجموعة منهم يوم السبت مشلاً، وأعيد عليهم تطبيقه يوم الاثنين من نفس الأسبوع فإن الأفراد الذين حصلوا على درجات مرتفعة يوم السبت قد تميل درجاتهم إلى الانخفاض والاقتراب من المتوسط عند إعادة الاختبار عليهم يوم الاثنين. كذلك الأفراد الذين حصلوا على درجات منخفضة يوم السبت قد تميل درجاتهم إلى الارتداد نحو المتوسطيوم الاثنين.

يحدث هذا الارتداد نتيجة خطأ في القياس والذي يجعل أفراد بحصلون على درجات مرتفعة في ذلك الموقف المعين، وللذلك فمن المحتمل أن ينخفض أداء الشخص عند إعادة الاختبار عليه. أي أنه إذا كان قد تصادف وحدث خطأ في القياس في المرة الأولى أدى إلى حصول أفراد على درجات مرتفعة أو منخفضة، فإن الصدفة لن تحدث في المرة الثائية.

ويقصد بالخطأ الآثار العرضية كالغش بالنسبة لمن حصل على درجة مرتفعة ، والمرضى بالنسبة لمن حصل على درجة منخفضة . ويطلق اسم الارتداد أو الانحدار Regression على ذلك .

ويعتبر جالتون Galton أول من استخدم فكرة الانحدار في بحوثه عن الوراثة ، إذ لفت نظره بالنسبة لوراثة صفة طول القامة أن الأطفال اللذين يكون أباؤهم طوال القامة يميلون لأن يكونوا أقصر قامة من أبائهم ، والعكس من ذلك الأطفال الذين يكون آباؤهم قصار القامة يميلون لأن يكونوا أطول قامة من آباؤهم ، أي أن طول الأبناء يميل إلى التراجع أو الانحدار نحو المتوسط العام. وهمو نفس الشيء الذي وجد في المشال الأول من أن المدرجات المتطرفة تميل إلى أن ترتد أو تتحرك نحو المتوسط عند إعادة الاختبار.

قائدة الانحدار: يفيد الانحدار في التنبؤ من خلال حساب معامل الارتباط فإذا تم حساب معامل الارتباط بين اختبار الاستدلال اللغوي واختبار تكميل الجمل فإنه من خلال معرفة درجات اختبار الاستدلال اللغوي يمكن التنبوء بدرجات اختبار تكميل الأشكال. وتتضح الفائدة الكبرى في أهمية الانحدار كما يشير لذلك الدكتور فؤاد البهي السيد في التوصل لجداول دقيقة تمثل معايير الأعمار الزمنية.

خطوات حساب الانحدار: يقوم الانحدار على أساس حساب معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص وعلى المتوسط الحسابي والانحسراف المعياري لدرجات هذين المتغيرين. فإذا كان لدينا درجات اختبار ما (س) لعينة من الأفراد وأعمار (ص) لهؤلاء الأفراد فإن التنبوء بدرجات ص من درجات س يسمى هذا النوع من التنبؤ بانحدار ص على س أسا إذا تنبأنا بدرجات الاختبار الأول س من درجات الاختيار الثاني ص فيسمى بانحدار س على ص.

مثال: فيما يلي درجات خمسة تلاميذ على اختباري التفكير اللغوي (س) وتكميل الجمل (ص).

١ ـ التفكير اللغوى (س): ٢ ٣ ٥ ١ ١

٢ ـ تكميل الجمل (ص): ٤ ٥ ٥ ٨ ٨

والمطلوب حساب انحدار ص على س

والخطوات كالآتي:

١ ـ يتم حساب معامل الارتباط بين س، ص.

٢ _ يتسم حساب الانحسراف المعياري لدرجسات س (ع س)،
 والانحراف المعياري لدرجات ص (ع ص).

٣ ـ يتم حساب المتوسط لدرجات س، ودرجات ص.

٤ _ يتم تطبيق المعادلة الآتية :

ص علی س = ر $\frac{3}{3}$ ص ص علی س = ر

حيث أن:

ر = معامل الارتباط بين س، ص.

ع ص = الانحراف المعياري للرجات س.

ع س = الانحراف المعياري لدرجات ص.

س = الدرجة المعلومة الذي سيتم تنبوء ص منها.

سُ = المتوسط الحسابي للرجات س.

صٌ = المتوسط الحسابي لدرجات ص.

وفيما يلي تطبيق هذه الخطوات على المثال السابق:

أولاً: حساب معامل الارتباط بين س، ص باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام.

س ص	ص ۲	سی۲	ص	س	ن
77	13	17	ŧ	٤	1
14	*1	4	7	٣	*
Yo	Yo	Yo	٥	٥	۳
44	24	71	Y	£	٤
77	٦٤	17		£	٥
114	11.	۸Y	۳.	۲.	مجس

$$\frac{\frac{1}{(X \cdot)^{-14 \cdot \times (X \cdot)^{-144}}} - 114}{\frac{1}{(X \cdot)^{-144} \cdot \times (X \cdot)^{-144}}} = 0$$

$$\frac{111 - 111}{111 - 111} = \frac{111 - 111}{111 - 111} = \frac{1111 - 1111}{1111 - 1111} = \frac{1111 - 1111}{1111} = \frac{1111 - 1111}{1111} = \frac{1111 - 1111}{1111} = \frac{11111}{1111} = \frac{111111}{1111} = \frac{11111}{1111} = \frac{111111}{1111} = \frac{111111}{1111} = \frac{111111}{1111} = \frac{111111}{11111} = \frac{111111}{1111} = \frac{111111}{1111} = \frac{111111}{1111} = \frac{11111$$

$$\frac{1-\sqrt{1-1}}{1+\sqrt{1-1}}$$

ثانياً: حساب متوسط س، ومتوسط ص.

٢ ـ حساب متوسط ص.

ثالثاً: حساب الانحراف المعياري للرجات س، ص باستخدام القانون الآثي:

١ .. الانتحراف المعياري لنرجات س.

٢ - الانحراف المعياري لدرجات ص.

رابعاً: فيما يلي تطبيق المعادلة التي في الخطوة رقم (2) على المثال السابق.

7 +
$$(\xi - \omega) \frac{17.5}{4.17} \times ... \times$$

ويلاحظأن هذه الدرجة هي نفسها درجة الشخص رقم أربعة في المتغير ص وتقابل الدرجة واحد في المتغير س.

تعليق: وبنفس الطريقة السابقة يمكن التنبوء بباقي الدرجات فإذا كان الهدف معرفة الدرجة المقابلة للدرجة أربعة في س فيكون ذلك كالآتي:

 ⁽a) يتم ضرب الرقم - ٣٤١ . • في من، ثم في - ٤ فيعطينا الناتج في الخطوة التالية - ٣٤١ . • من،
 ٢٤١ . ١ . ٣٦ . ١ .

ثانیاً تحلیل التباین Analysis of Variance

أولاً: تحليل التباين البسيط(*)

يكشف تحليل النباين البسيط عن مدى الفسروق بين أكثسر من مجموعتين، حيث يصلح اختبار وت، في حالمة حسباب الفسروق بين مجموعتين فقط. ففي أحيان كثيرة يحتاج الباحث لإجراء بحثه على أكثر من مجموعتين: كأن تتضمن عينة هذا البحث طلبة كليات مختلفة كطلبة المحقوق والطب والهندسة، وكأن تتضمن عينة بحثه في حالمة أخرى مستويات اجتماعية اقتصادية مختلفة كمستوى مرتفع ومستوى متوسط ومستوى منخفض. . . إلخ.

والباحث في هذه الحالة يحتاج لأسلوب واحد يصلح لاختبار الفرق بين المجموعات التي تتضمنها عينة بحثه ليحصل على معامل عدي واحد يكشف عما إذا كان هناك فرقاً جوهرياً بين تلك المجموعات المختلفة ، ويقع على عاتق تحليل التباين الكشف عن هذا الفرق بالحصول على ونسبة ف أو على عاتق تحليل نسبة إلى فيشر Fisher الذي توصل إلى هذه الطريقة . وفيما يلى مثالاً نوضح من خلاله خطوات حساب ونسبة ف» .

⁽ع) ويطلق عليه أسم التصميم البسيط Simple Dosign أو تحليل التباين ذا الانجاء الواحد One.

Way Analysis of Variance

مثال: طبق اختباراً على عينة مكونة من ثلاث مجموعات من الأطفال يمثلون مستويات اقتصادية اجتماعية مختلفة وكانت درجات كل مجموعة كما يلي:

المجموعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى
٦	٤	*
٨	٠	Α.
a	٧	Y
٥	ŧ	٧
Y £	4.	YA
٦	٥	٧ = ر

7 = 1/4 = 7 + 0 + V = ple p

وخطوات حساب ونسبة ف، تتلخص فيما يلي:

١ حساب المتوسط الحسابي لدرجات كل مجموعة وهو هنا يساوي ٧
 للمجموعة الأولى ، ٥ للمجموعة الثانية ، ٦ للمجموعة الثالثة .

۲ .. حساب المتوسط الحسابي العام للمجموعات الشلاث وهو هنا بسأوي V + 0 + 7 = 7 + 10 .

٣ ـ نقوم بحساب مربعات انحراف القيم في كل مجموعة عن المتوسط العام أي التباين العام وهو هنا يساوي:

$$= (7-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + (4-7)^{2} + ($$

٤ ـ يتم حساب مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسط العام.
 وهو يمشل هنا حساب التباين الكبير بين المجموعات وهو يساوي = جمر مربعات الفروق × ن . ويتم حسابه في مثالنا السابق كما يلي :

عن متوسطها هـ يحسب مربسع انحسراف القيم داخسل المجموعة عن متوسطها الحسابي. وهو هنا يمثل أيضاً حساب التباين الصغير بين المجموعات وهو يساوي = مجدمرهات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي.

٦ يتسم استخسراج درجسات الحسرية تمهيداً لمعرفسة هل الفسروق
 ١٠ سمو

بين المجموعات دالة إحصائياً أم لا وذلك على النحو الأتي:

۱ ـ درجـة الحـرية بين المجموعـات (التبـاين السكبير) = عدد المجموعات ـ ۱ - + + + + + المجموعات ـ ۱ + + + +

.4 = 4 + 4 + 4 = 4.

جـ درجات الحرية الكلية = عدد القيم - ١ = ١١ - ١١

٧ ـ يتم بعد ذلك حساب ونسبة ف، كما يلي:

أ ـ التباين بين المجموعات (التباين الكبير)

 $z = \frac{\lambda + \lambda}{1 + \lambda} = \frac{\lambda + \lambda}{1 + \lambda}$ وهو في هذا المثال = $\frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{1 + \lambda}$

ب ـ التباين داخل المجموعات (التباين الصغير)

= مجموع مربع المحراف قيسم المجموعة عن متوسطها درجة الحرية داخل المجموعات

رهو في هذا المثال = <u>عَـــ = ٢</u> = ٢ م.١

التباين الكبير جــ «نسبة ت» = التباين الصغير

 $\gamma, \alpha \gamma = \frac{1}{1.07} = 1$ وهي في هذا المثال

د ... يتم الكشف عن دلالة ونسبة ف، أو والنسبة الفاتية؛ من الجداول

المخاصة بذلك عند مستوى ٢٠,٠٠ ومستوى ٢٠,٠٠ وقيمة وفيه الموجودة بالمجدول عند ٢٠,٠٠ تساوي ٢٠,٠٠ وعلى هذا الأساس فإن ونسبة ف، المستخرجة من هذا المثال لا دلالة لها من الناحية الإحصائية لأنها أقل من القيمتين الموجودتين بالجدول:

استخدام تحليل التباين في حساب تجانس العينة

يرمز لمدى التجانس بالرمز ف، ومدى التجانس هو:

فإذا كان الانحراف المعياري للمجموعة الأولى هو الكبير مشلاً فإنه يوضع فوق (في بسط المعادلة)، والانحراف المعياري الثاني الخاص بالمجموعة الثانية فإنه يوضع تحت (في مقام المعادلة).

مثال :

إذا كان العدد والانحراف المعياري لمجموعتين على النحو الآتي: على النحو الآتي: على المجموعة الأولى = T بن للمجموعة الأولى = T بن للمجموعة الثانية T بن للمجموعة الثانية T بن للمجموعة الثانية T بن للمجموعة الثانية T بن المجموعة الثانية T بن T

د. ح التباين الصغير (المجموعة ذات الانحراف المعباري الصغير) = 1 - 1

قيمة ف بالجدول = ١٩٠٥

وبما أن قيمة ف في المثال (١،١٩) أقل من قيمة ف المستخرجة من الجدول، فهي غير دالة فتكون العينتين بذلك متجانستين.

ثانياً: تحليل التباين المزدوج (البارامتري)

أشرنا عند الكلام عن تحليل التباين أنه يعطي قيمة واحدة هي نسبة وفه عند حساب دلالة الفرق بين أكثر من مجموعتين (ثلاث مجموعات فما فوق حسب عينات الدراسة) الأمر اللذي لا يمكن استخدام اختبار وت لحساب دلالته. وسواء كان الكلام على اختبار وت أو على نسبة وفي تكوينها البسيط فإن المقارنة تركزت فيهما بالنسبة لمتغير واحد فقط كالعدوان أو الانبساط أو الابتكار أو القدرة اللفظية أو الانتماء. . . إلى .

لكن في كثير من البحوث يكون من أهداف البحث المقارنة بين ثلاث مجموعات أو أربعة على متغيرين أو أكثر من متغيرين وليس على متغير واحد فقط. ويأتي تحليل التباين من الدرجة الشائية أو تحليل التباين المزدوج ليمكن الباحث من حساب دلالة الفرق بين أكثر من مجموعتين على متغيرين أو أكثر.

تحليل التباين المزدوج «ذو الاتجاهين» (*)

ويشمل تحليل التباين المزدوج أو ذو الاتجاهين شكلين من أشكال تحليل التباين هما:

١ .. تحليل النباين المزدوج والذي يتضمن درجة واحدة أو قيمة واحدة في كل مربع من مربعات الجدول لكل ناحية أو فرع من فروع كل اتجماه من الاتجاهين.

٢ ـ تحليل التباين المزدوج والذي يتضمن وجود عدة قيم في كل صف
 أو عمود خاص بكل فرع من فروع الاتجاهين.

(۱) الشكل الأول

تحليل التباين المزدوج مع وجود قيمة واحدة في كل مربع

مثال: وضع باحث أربعة مجموعات من الطلاب كل مجموعة تتكون من 10 طلاب تحت ثلاثة أنواع من القيادة: الديمقراطية، والدكتاتورية، والفوضوية ثم قام بقياس الروح المعنوية لديهم في كل ظرف من ظروف القيادة التي تعرضوا لها فكانت كما في الجدول الآتي والذي يتضمن قيماً هي عبارة عن متوسطات للدرجات الأفراد من كل مجموعة:

⁽ه) يطلق على تحليل ذو الاتجاهين أو المزدوج Two-Way Analysis of Variance (ارجع للمرجع الثامن العربي في نهاية الكتاب).

ج.		و الطلاب	أنواع القيادة		
	٤	۴	۲	١	الواع الليادة
100	۳.	۴.	٧٠	70	١ ـ الديمقراطية
440	٦,	70	٥٠	۸۰	٢ ــ الدكتاتورية
۳1.	۸۰	۷٥	* 1	90	٣ ــ الفوضوية
79.	14.	18.	۱۸۰	٧	4

والمطلوب معرفة هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية في الروح المعنوية لذى مجموعات الطلاب الأربعة بالنسبة لأنواع القيادة الثلاثة.

الخطوات:

١ - يتم تصغير القيم بالجدول السابق بهدف تبسيط العمليات الحسابية الخاصة بالجمع والتربيع وذلك بطرح «قيمة ما» يحددها الباحث من كل درجة من الدرجات التي بالمربعات، وقسمة الناتج أيضاً على «قيمة ما».

٢ ـ في المثال السابق سيتم طرح ٥٠ من كل قيمة من القيم التي بالجدول وقسمة الناتج على عشرة.

٣ ـ يتم حساب المتوسط الحسابي العام للقيم التي بالجدول وهو في
 مثالنا:

المتوسط الحسابي =
$$\frac{(مجموع القيم بالجدول)}{ مجموع القيم (عدد المفوف × عدد الأعمدة)$$

٤ - بعد عملية الطرح والقسمة يصير الجدول الجديد كالأثي:

_	***************************************	لاب	أنواع القيادة		
 ,	٤	٣	۲	١	٠٠. ٢٠٠
٤,٥	۲_	٣+	۲	Y,0_	(١) الديموقراطية
٧,٥	١	۱,٥_	صفر	٣	(٢) الدكتاتورية
11	۳	۲,۵	1	į,a	(٣) الفوضوية
٩	۲	1-	٣	٥	

ه سيتم تربيع كل قيمة من القيم السابقة لحساب مجموع المربعات الكلية.

مجموع المربعات الكلية =
$$[(-0, Y)^T + (Y)^T + (0, 3)^T + (Y)^T + (0, 3)^T + (Y)^T + (0, 1)^T + (0$$

٣ ـ يتم حساب مجد مربع مجموع الدرجات الخاصة بالأعمدة بالنسبة للطلاب مقسوماً على عدد أنواع القيادة (عدد الصفوف) - عدد القيم التي بالمربعات وهي ١٢ (أي عدد الصفوف ٣ × عدد الأعمدة ٤ = ١٢).

$$= 17 - \frac{((7) + ((1 -) + ((7) + ((9)))}{4} = 17 - \frac{((7) + ((1 -) + ((7) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -) + ((1 -)$$

$$1 = 17 - 17 = 17 - \frac{79}{7} = 17 - \frac{8 + 1 + 9 + 70}{7} =$$

٧ ـ يتم حساب (بح) مربع مجموع الدرجات الخاصة بالصفوف بالنسبة لأنواع القيادة مقسوماً على عدد الطلاب (عدد الأعمدة) - ١٢ عدد القيم التي بالمربعات وهي ١٢ قيمة (عدد الصفوف ٣ × عدد الأعمدة ٤).

مجموع المربعات بين أنواع القيادة = $\frac{[(-0.3)^{+} + (7.0)^{+} + (11)^{+}]}{8}$ - ١٢

 $= 17 - \frac{1}{12} \times \frac{1}{12} = 17 - \frac{1}{12} \times \frac{1}{12} \times \frac{1}{12} \times \frac{1}{12} = 12 = 12 = 12$

Y\$, AV = 17 - 77, AV =

٨ ـ يتم حساب (مجـ) مجموع البواقي بالأعمدة وبالصفوف.

مجموع البواقي == ٥ + ٣ + (- ١) + ٢ + (- ٥, ٤) + ٥, ٢ + ١١ = ٥, ٥ - ٢٣, ٥

٩ ـ يتم ضرب المجموع في الخطوات ٦، ٧، ٨ في × ١٠٠ كالآتي ;

أ ـ مجموع المربعات بين الطلاب = ١ × ١٠٠ = ١٠٠.

ب مجموع المربعات بين أنواع القيادة = ٧٤,٨٧ × ١٠٠ = ٧٤٨٧.

جــ مجموع البواقي = ١٠٠ × ١٠٠ = ١٨٠٠.

١٠ .. حساب درجات الحرية:

١ ـ درجة الحرية بين الطلاب = عدد الطلاب - ١ = ١ - ١ = ٣.

٣-درجة حرية البواقي = عند الطلاب + أنواع القيادة - ١ = ٤ + ٣ - ١ = ١ - ٧ = ١

١١ سيتم قسمة مجموع المربعات في الخطوة رقم (٩) على درجة الحرية في الخطوة (١٠).

١٢ .. يوضح الجدول الآتي نتائج تحليل التباين السابق.

متوسط مجموع المربعات	د. الحرية	مجـ المربعات	التباين بين :
۳۳,۳	۳	١٠٠	١ ـ بين الطلاب
1744,.	٧	7577	٢ ـ بين أنواع القيادة
****,*	٦	14**	٣ ـ بين البواقي
	11	\$ ** VA ·	- ∻ - €

۱۳ - ولاختبار هل درجات الروح المعنوية تختلف حسب الطلاب يتم قسمة متوسط مجموع المربعات لدى الطلاب على متوسط مجموع مربعات البواقي.

> نسبة دف، بين الطلاب = متوسط مجموع المربعات لذى الطلاب متوسط مجموع مربعات البواقي

> > ·, 111 = TT.T=

١٤ ــ ولاختبار هل درجات الروح المعنوية تختلف حسب أنواع القيادة يتم قسمة متوسط مجموع المربعات الخاصة بالقيادة على متوسط مجموع مربعات البواقي.

نسبة وف، بين أنواع القيادة = متوسط مجموع المربعات الخاصة بأنواع القيادة السبة وف، بين أنواع القيادة المتوسط مجموع مربعات البواقي

£, 17 = 1771 =

١٥ ـ القيمتين اللتين بالخطوتين السابقتين أقبل من الموجودتين في جدول دلالة نسبة (ف) (على هذا الأساس لا يوجد فرق دال بين الطلاب

⁽۵) القيمة الأولى ١١١، • عند درجة حرية ٣ تباين كبير، ٦ تباين صغير وتساوي بالجدول ٧٦. ٤ =

او بين نوع القيادة في الروح المعنوية وبلذلك يرفض الفرض الأساسي ويقبل الفرض الصغرى.

حقائق هامة

يجب أن يوضع في الاعتبار الحقائق التالية:

١ ـ القيم التي بالجدول الأصلي يمكن أن تكون متوسطات وينظر لكل متوسط
 منها على أنه درجة فردية لأن هذه المتوسطات قائمة على نفس عدد الأفراد.

٢ - مقام المعادلة = عدد الصفوف × عدد الأعمدة.

مجموع المربعات لكل مصدر ٣ .. التباين = مجموع المربعات الحرية لهذا المصدر

غ = تباين المصدر
 ألفطأ

(٢) الشكل الثاني

تحليل التباين المزدوج مع وجود أكثر من قيمة في كل صف وعمود

مثال: طبق باحث نفسي ثلاثمة اختبارات تقيس اللكاء اللفظي، والذكاء العملي، واللكاء العام على خمسة وأربعين تلميذاً مقسمين إلى ثلاث فئات حسب مستواهم الاجتماعي الاقتصادي. ويوضح الجدول الآتي درجاتهم في كل نوع من الذكاء.

عند ۵۰,۰۵ (م. ۹٫۷۸ عند ۲۰,۰۱ أما القيمة الثانية ۱۳ ، ۶ عند درجة حرية ۲ تباين كبير، ۳
 تباين صغير وتساوي بالمجدول ۵,۱۶ عند مستوى (۲۰,۰۱ عند مستوى ۲۰،۰۱

بجد (صفوف)	الذكاء العام	الذكاء العملي	السلاكاء اللفظي	الذكاء
	A 4	£ 0 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	\$ - 40 F F	(1) المسترى الاجتماعي الاقتصادي المرتفع
1.0	0 +	٥٣	۲٠	ج.
	\Y \ \ \ \Y \Y	0 7 1. V		(٢) المستوى الاجتماعي الاقتصادي المتوسط
14.	٥٥	٤٠	٥٣	-*
	*	°	* 0 7 0 7	(۳) المستوى الاجتماعي الاقتصادي المنخفض
1.0	Į o	۷٥	40	-4
44.	10.	11.	۸۰	مجدكلي (أعمدة)

والمطلوب معرفة هل هناك فرق لدى الطلاب في نوع الذكاء، أو هل يوجد ٣٠٣

فرق في الذكاء بالنسبة للمستويات الاجتاعية الاقتصادية، وما هو التفاعل أي هل هناك تفاعل بين تأثير نوع الذكاء والمستوى الاجتماعي الاقتصادي، وبعبارة أخرى هل تأثير المستوى الاجتماعي الاقتصادي يكون مختلفاً في كل نوع من أنواع الذكاء.

الخطرات:

٠٠ مجموع القيم = ٣٤٠

٢ تحساب مجموع مربعات القيم التي بالجدول بتربيع كل قيمة من قيم الذكاء اللفظي في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المرتفع، ثم تربيع قيم الذكاء العملي ثم الذكاء العام في نفس المستوى ثم الانتقال إلى قيم كل نوع من الذكاء في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المتوسيط ثم في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المتوسيط ثم في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المنخفضة على النحو الأتي:

٣- يتم حساب مربع مجموع الأعمدة (بين الذكاء) مقسوماً على عدد القيم في المستوى الاقتصادي الواحد وهو ١٥ (عدد الصفوف ٥ × عدد الأعمدة ٣ = ١٥).

مجموع المربعات بين الذكاء = مربع مجموع القيم في كل عمود عددالفيم في المستوى الاقتصادي الواحد

٤ ـ يتم حساب مربع المجموع في الصفوف مقسوماً على عدد القيم في المستوى الاقتصادي (كالسابق: عدد الصفوف × عدد الأعمدة).

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية =

ه ـ يتم حساب مربع مجموع أعمدة الذكاء في كل مستوى من المستويات الاجتماعية الاقتصادية وقسمة الناتج على عدد الصفوف وهي خمسة في المستوى الواحد.

٦ ـ يتم حساب مجموع المربعات الكلية بطرح مربع مجموع درجات الجدول مقسوماً على مجموع عدد القيم بالجدول (جميع الصفوف وعددها ١٥ × عدد الأعمدة ٣ = ٤٥) من مجموع مربعات القيم.

مجموع المربعات الكلية = مجموع مربعات القيم (بالخطوة رقم ٢) ..

TAN, 17 = 4017 '' + 1411 = 1411 = 1411 = 1411 =

٧ - يتم حساب مجموع المربعات بين أنواع اللذكاء بطرح مربع مجموع درجات الجدول على مجموع عند الدرجات (القيم) بالجدول من مجموع مربعات الأعمنة بين الذكاء.

مجموع المربعات بين اللذكاء = مجموع مربعات الأعملة بين اللذكاء (الخطوة ١) مربع مجموع قيم الجدول (الخطوة ١) عدد القيم بالجدول

- = T(4"E -) YVYY, YY =
- 171, 11 = YOTA, AA YVYY, TY =

٨ ـ يتم حساب مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية بطرح مربع مجموع القيم بالجدول (الخطوة رقم ١) مقسوماً على عدد القيم بالجدول من مجموع المربعات في الخطوة رقم (٤).

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية = ٢٥٩٦,٦٦ -٢٧,٧٨ = ٢٥٦٨,٨٨

٩ سيتم حساب مجموع مربعات البواقي بطرح مربع مجموع أعمدة الذكاء (الخطوة رقم (۵) من مجموع مربعات القيم (المخطوة رقم ٢)
 مجموع مربعات البواقي = مجموع مربعات القيم مربع مجموع أعمدة الذكاء = ٢٩٦٦ - ٢٧٧٠ = ١٩٦٦.

١٠ - يتم حساب التفاعل بطرح مجموع مربعات الذكاء (الخطوة رقم (٧) مضافاً لها مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية (الخطوة رقم (٨) ومضافاً لها كذلك مجموع مربعات البواقي (الخطوة رقم ٩) من مجموع المربعات الكلية (الخطوة رقم ٩).

التفاعل = مجموع المربعات الكلية .. مجموع مربعات الذكاء +

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية + مجموع مربعات البواقي = ٣٩٧,١٢ - (٣٩٤ + ٢٧,٧٨ + ٢٩٦)

ويشير النفاعل Interaction إلى الأثر المشترك الذي يعـزى لمصـادر التباين وهما في حالة تفاعل

. A, 4 · ≈ ٣AA , 7Y - ٣4V , 1Y =

١١ ـ يتم حساب درجات المحرية.

أ ـ درجات الحرية بين اللكاء = ٣ - = ٢.

ب ـ درجات الحرية بين المستويات الاقتصادية = ٣ - ١ = ٢.

جــدرجات الحرية الخاصة بالتفاعل = ٥ - ١ = ٤.

د - درجات الحرية الخاصة بالبواقي = ٤٥ - ٩ = ٣٦.

حيث درجات حربة التفاعل تمثل العدد في كل نوع من الـذكاء في المستوى، وحربة البواقي تمثل العدد الكلي للطلاب وهو 60 مطروحاً منه أنواع الذكاء في المستويات الثلاثة وهو ٩.

١٢ ـ يوضح الجدول التالسي نتائسج تحليل التباين بين الدكاء والمستويات الاجتماعية الاقتصادية والتفاعل بينهما وذلك بقسمة مجموع المربعات على درجة الحرية المقابلة له في الجدول. .

متوسط المربعات	د. الحرية	عجه المربعات	التباين بين:
AY, YY	۲	178,88	۱ ـ الذكاء
17,49	Y	44,44	٢ ـ المستويات الاقتصادية
7,77	ŧ	۸,٩٠	٣ النفاعل
0,22	. 441	197	٤ ـ. البواقي
	££	447,17	¢o

اختبار دلالة الفرق

١ - دلالة الفرق بين الطلاب في الذكاء =

نسبة وف، = متوسط مجموع مربعات الذكاء متوسط مجموع مربعات البواقي

$$10,11 = \frac{\Lambda^{\gamma}, \gamma\gamma}{0,11} =$$

وقيمة «ف» بالجدول عند درجة حرية ٢، ٣٦ عند تباين صغير ٣٦، وتباين كبير ٢ تساوي ٣٦، ٣٦ عند ٥، ١٥، ٥ عند ١٠، ١٠ أي يوجد فرق بين أنواع الذكاء.

٢ ـ دلالة الفرق في اللكاء بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية نسبة متوسط مجموع مربعات المستوى الاجتماعي الاقتصادي وفي متوسط مجموع مربعات البواقي

وقيمة وفء بالجدول عند درجة حرية ٢، ٣٦ (إرجع إلى ١ دلالمة الفرق في الذكاء).

ونسبة دف، الناتجة وهي ٥٥, ٢ أقل من تلك الموجودة في الجدول أي أن الفرق غير دال إحصائياً.

٣ دلالة التفاعل = متوسط مجموع مربعات النواقي
 متوسط مجموع مربعات البواقي

$$\cdot$$
, $\xi \cdot A = \frac{Y_1 \overline{Y} \overline{Y}}{0, \hat{\xi} \hat{\xi}} =$

والموجودة في الجدول عند ٤ (تباين كبير) ، ٣٦ (تباين صغير) تساوي ٢,٦٣ عند ٣,٨٩ ، , ٠ عند ٢,٦٣

والقيمة الناتجة أقل من التي بالجندول إذاً لا يوجند تفاعيل بين تأثير المستوى الاجتماعي الاقتصادي وبين الذكاء.

دلالة الفرق بين المتوسطات الحسابية في تحليل التباين

يمكن اختبار دلالة الفرق بين المتوسطات الحسابية في الـذكاء كمـا لى:

١ - متوسط اللكاء اللفظي = ١٠٠ = ٣٣.٥

٧ - متوسط الذكاء العملي = ١١٠ = ٧, ٣٣

٣ ـ متوسط اللكاء العام = ١٠٠٠ = ١٠٠٠

٤ - المتوسط العام = نقد = 00, v

٥ ـ الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي =

متوسط مجموع مربعات البواقي العدد بالنسبة لاحد أنواع الذكاء (هند الصفوف جميعاً)

٦ ـ لحساب دلالة الفرق بين أي متوسطين حسابين من المتوسطات
 السابقة في ١ أو ٢ أو ٣:

أ .. الفرق بين الذكاء اللفظي والذكاء العملي

$$= \frac{\gamma}{10} \times \frac{\gamma}{10} \times \frac{\gamma}{10} = \frac{\gamma}{10} = \frac{\gamma}{10} \times \frac{\gamma}{10} = \frac{\gamma}{10} = \frac{\gamma}{10} \times \frac{\gamma}{10} = \frac{\gamma}{10$$

. Y . WO =

قيمة دت، بالجدول عند درجة حرية ٣٦ تساوي ٢,٠٢٠ عند مستوى ٢,٠٠٠ عند مستوى ٢,٠٠١ عند مستوى ٢,٠٠١ عند مستوى ٢,٠٠١ عند مستوى وبذلك يكون الفرق بين الذكاء اللفظي والذكاء العملي دال عند مستوى ٢,٠٠٠ .

ثالثاً: تحليل التباين

(۱) ذو الثلاثة اتجاهات مع وجود قيمة واحدة بكل مربع (۱) (البارامتري)

Three-Way Analysis of Variance

رأينا في تحليل التباين ذو الاتجاهين أن الذكاء ينقسم إلى ثلاثة أنواع وأن المستوى الاجتماعي الاقتصادي ينقسم بدوره لثلاثة مستويات.

ولا يقتصر الأمر بالنسبة للمتغيرات المدروسة على ذلك بل يمكن أن يهدف الكشف عن دلالة الفرق على وجود أقسام أخرى في جدول النتائيج كأن تشمل العينة بالنسبة للمثال السابق (*) في كل نوع من الذكاء على ذكور وإناث أو على ريف وحضر.

مثال :

طبق باحث ست وسائل من الوسائل التعليمية هي: المحاضرة، المناقشة، الأفلام، الخرائط، السبورة، البروجكتور، وذلك على أربع مجموعات من الطلاب بكليات الآداب والزراعة والتجارة والهندسة، وكل مجموعة من الأربع كانت تتعلم مادة من المواد تحت ظرفين من الظروف أحدهما فيه ثواب والآخر فيه عقاب. وكانت نتائجهم في تلك المادة التي يتعلمونها كما نص الجدول الآتى:

⁽ه) أنظر الشكل الثاني من تحليل التباين المزدوج.

مجعوع مزيع المقيم شها	٧٢,٦٧	1,17	70,14	ነተ,ለተ	TT, 1V	14,14	۲۱,۱۷	1,77
مجموع مربع الغيم بالبعلول	IT'I	øĄ.	101	٨٣	ĨŦ	٧٩	***	۸۵
مجموع المقيم	Yo	۱,	14	וז	Ϋ́C	1.1	14	1/4
٩ ــالبروجكتور	\$	t.	,,,,	-1		-1	ta	*
هالسبورة		~	pes	ş ş	<	- *	b	-4
ة العزائط	<	-4	4	<		**	**	٦,
٦ الأفلام	٦.	₩.	<	-4	البر	j.h.	4	mţ.
٢ ـ المناقشة	*	4	Đ	0	حد	~	P **	**
١ ـ الممحاضرة	فد	**	ع.	b	ź÷	ts		**
الظروف وسائل التعليم	ثواب	الله	ن. بو.	· ()	بر نو	·C	ن ټو	مقاب
الكليات	طلاب الأداب	لإداب	ظلاب ظلاب	طلاب الزراعة	طلاب التجارة	لتجارة	مللاب	طلاب الهندسة

المخطوات :

٧ . حساب مجموع المربعات الكلية.

$$= t \gamma \Lambda - \frac{(3 \Lambda I)^{\frac{1}{2}}}{I \times \Lambda} = t \gamma \Lambda - \frac{f \circ \Lambda \gamma \gamma}{\Lambda^{\frac{3}{2}}}$$

$$170,70 = 0.0,77 - 171 =$$

يتم تكوين جدول يشمل مجموع الثواب ومجموع العقاب في الكليات المختلفة بالنسبة لكل وسيلة من الوسائل التعليمية الستة على النحو الآتي: (فمثلاً الرقم ٢٧ يساوي مجموع الثواب في الأداب ٣ + الزراعة ٣ + التجارة ٤ + الهندسة ٣ سـ ٢٧) وهكذا الباقي.

المجموع	(٦) المبروجكتور					(۱) المحاضرة	
1.7	16	۱۷	¥.	11	11	44	١ - ثواب (*)
٧٨	14	11	11	14	18	1/4	۲ عقاب(**)
١٨٤	Y٦	۲۸	41	۳۱	YA	£ +	المجموع

أ ـ يتم حساب المربعات بين الظروف .

مربع المجموع الكلي عند الوسائل (٦) × عند الكليات (٤) × عند الظروف (٢)

$$=\frac{(7\cdot1)^{2}+(\lambda Y)^{2}}{7\times3\times7}=\frac{(3\lambda I)^{2}}{7\times3\times7}=\frac{(7\lambda I)^{2}+(1\cdot I)^{2}}{1\times3}=$$

ب _ يتم حساب المربعات بين الوسائل.

 ⁽a) حيث أن قيم الثواب بهذا الجدول أصلها في الجدول السابق فالقيمة ٢٧ هي مجموع قيم الثواب الموجودة في الصف الخاص بوسيلة المحاضرة لدى طلاب المكليات المختلفة كالآتي: ٦ + ٦ + ٤ + ٦ = ٢٧ وهكذا باقي قيم الثواب بالنسبة لباقي وسائل التعليم.

⁺ e + t : حاصل جمع الثواب يتم حساب فيم المقاب فالقيمة ١٨ حاصل جمع + e + t . + e + e

 $= \frac{(3 \wedge 1)^{2} + (7 \wedge 1)^{2} + (7 \wedge 1)^{2} + (7 \wedge 1)^{2} + (7 \wedge 1)^{2}}{7 + 7} = \frac{(3 \wedge 1)^{2}}{4 + 7 \wedge 1} = \frac{$

. 10, 17 = V.0, 77 - VY., V0 = V.0, 77 - 2777 =

جــ يتم حساب مجموع المربعات الكلية.

مربع قيم كل من الظرفين _ مربع المجموع الكلي _ عدد الكليات ٨

+ '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(

 $=\frac{{}^{\prime}(1 \wedge \xi)}{\xi} - \frac{{}^{\prime}(1 \Upsilon) + {}^{\prime}(1 \Upsilon) + {}^{\prime}(1 \Upsilon) + {}^{\prime}(1 \Upsilon)}{\xi}$

146 + 171 + 177 + 166 + 177 + 776 + 147 + 787 + 171 + 171 + 146 + 346

 $YA, TV = V \cdot 0, YY - V \cdot t = V \cdot 0, YY - \frac{YYYI}{t \wedge} = \frac{YYA07}{t \wedge} -$

د ـ مجموع مربعات تفاعل الوسائل × الظروف = ٣٨,٦٧ - (١٥,٤٢) + ٢,٩٢ = ٣١,٧٥ - ٣٨,٦٧ =

٩ ـ يتم عمل الجدول الآتي الممثل لمجموع الثواب على حدة ومجموع العقاب على حدة في كل كلية (أنظر المجموع في الجدول الأول)
 كالآتي:

المجموع	(٤) الهندسة	(۳) التجارة	(۲) الزراعة	(۱) الأداب	الظروف الكليات
4 - 7	44	40	Y 1	40	١ ـ الثواب
٧٨	۱۸	41	41	۱۸	٢ العقاب
1/12	ţo	٤٦	Q I	٤٣	المجموع

أ .. يتم حساب مجموع المربعات بين طلاب الكليات.

$$\frac{\gamma(1/4\xi)}{\xi A} = \frac{\gamma(\xi a) + \gamma(\xi A) + \gamma(a \cdot b) + \gamma(\xi B)}{\gamma(A)} = \frac{\gamma(1/4\xi)}{\gamma(A)} = \frac{\gamma(A)}{\gamma(A)} = \frac{\gamma(A)}{$$

$$Y, Y = Y \cdot 0, YY - Y \cdot V, 0 \cdot = V \cdot 0, YY - \frac{\lambda \{q\}}{Y} =$$

ب ـ مجموع المربعات بين الظروف.

$$=\frac{(\uparrow \land \downarrow)}{2} - \frac{(\uparrow \land \downarrow)}{2} = \frac{(\downarrow \land \downarrow)}{2} = \frac{(\downarrow \land \downarrow)}{2} = \frac{(\downarrow \land \downarrow)}{$$

جــ مجموع المربعات الكلية.

$$= \frac{(1/\lambda)^{2} + (1/\lambda)^{2} +$$

د ... مجموع مربعات تفاعل الكليات × الظروف =

= مجموع المربعات الكلية _ (مجموع المربعات بين الكليات + مجموع المربعات بين الظروف)

$$1, YV = 1A, a \cdot - 14, 7V = (17, YY + Y, 1V) - 14, 7V =$$

١٠ ـ يتم عمل الجدول الآتي والذي يشمل جمع الدرجات في كل من الظرفين في كل كلية معاً كالآتي :

المجموع	الهندسة	التجارة	الزراعة	الآداب	الكليات الوسائل
٤٠	١.	4	11	١.	١ ـ المحاضرة
YA	۸	٣	١.	٧	٣ المناقشة
۳۱	۳,	1.	٩	٦	٣ ـ الأفلام
۳۱	٧	1.	o	٩	٤ ـ الخرائط
۲۸	٧	1.	٨	٣	ه ـ. السبورة
77	٧	٤	٧	٨	٣ ــ البروجكتور
\ ^ ‡	ţo.	٤٦	٥٠	٤٣	المجموع

$$=\frac{(\uparrow \lambda \xi)}{\xi \lambda} - \frac{(\uparrow \chi) + (\uparrow \chi) + (\downarrow \chi) +$$

$$\frac{+^{r}(4) +^{r}(1 \cdot) +^{r}(1 \cdot) +^{r}(1 \cdot) +^{r}(4) +^$$

$$\frac{-\Upsilon\xi V + \xi \cdot 7 + \xi \xi \cdot + \Upsilon\Upsilon^4}{Y} = V \cdot 0, \Upsilon Y - \frac{\Gamma'(Y) + \Gamma(Y) + \Gamma(Y$$

$$7.77 = 7.0, TT - 777 = 7.0, TY - $\frac{10TT}{T} = 7.0, TT$$$

د ... مجموع مربعات تفاعل الوسائل × الكليات = ٦٠, ٦٧ - (١٥, ٤٢) + ٢, ١٧) ٢, ٦٠ - ٦٠, ٦٧ = ٢٣, ٩٢ - ٤٣, ٩٢ ١١ ... فيما يلي جدول النتائج النهائية .

	د. الحرية (*)	مجــ المربعات	
٧١,٠٠	o == \' 7	1.0,27	١ ـ بين الوسائل
+,44	r=1-1	۲,1۷	٢ ـ بين الكليات
17,77	1 = j - Y	۱٦,۴۴	٣ ـ بين الظروف
4,14	١٥	84,44	\$ تفاعل الوسائل × الكليات
:	٣=٣-7=٣-7+ £	1,47	ه تفاعل الكليات× الظروف
1,47	o ≈ 4~ v	٦,4٢	۲ ــ تفاعل
٠,٥٥	١٥	۸,۳۹	٧ ـ. البواقي
	hul	۱۸٤	٨ ـ المجموع

(حساب البواقي يتم بجمع من ١ ـ ٦ في الجدول وطمرح الناتيج من ١٨٤

⁽a) عدد درجة حرية الوسائل (حدد الوسائل _ 1) ، درجة حرية الكليات (عدد الكليات ~ 1) ، درجة حرية الكليات (عدد صفوف درجة حرية الوسائل × الكليات (عدد صفوف الوسائل + عدد أحمدة الكليات + عدد أحمدة الظروف ~ ٣ = ٣ + ٤ + ٨ - ٣ (واحد للوسائل وواحد للكليات وواحد للظروف) = ١٨ - ٣ = ١٥) ، درجة حرية الكليات × الظروف (عدد الكليات + عدد الظروف - ٣) ، درجة حرية الوسائل × الظروف (صدد الوسائل + عدد الظروف - ٣) .

الناتجة في الخطوة رقم \$ بعد الجدول الأول).

۱ ـ وف، بین الوسائل = $\frac{Y}{00}$ = $\frac{Y}{00}$ = $\frac{Y}{1.70}$ =

الدلالة بالنسبة للوسائيل: قيمة وف، بالجدول عند درجتي حرية الوسائل (١٥،٥٥) تساوي ٢,٩ عند ٢,٠ وبما أن قيمة وف، الوسائل هي ٣٨,١٨ أكبر إذا الفرق دال عند ٠،٠١

الدلالة بالنسبة للكليات: قيمة «ف» بالجندول عند درجتني حرية الكليات (٣، ١٥) تساوي ٣,٠١ عند ٥,٤٢، عند مستوى ١٠،٠١ . وبما أن قيمة «ف» للكليات هي ١٠,٣ فإن الفرق غير دال.

الدلالة بالنسبة للظروف: قيمة وف، بالجدول عند درجتي حرية الظروف (١،٥١) أقل من الناتجة وهي ٢٩,٦٦ إذاً الفرق دال عند ١٠،٠١.

الدلالة بالنسبة لتفاعل الوسائل × الكليات: الفرق دال عند ٠,٠١ لأن القيمة الناتجة وهي ٦٧,٥١ أعلى من الموجودة بالجدول.

الدلالة بالنسبة لتفاعل الكليات × الظروف: الفرق غير دال لأن القيمة الناتجة وهي ع. ٠ . أقل من الموجودة في الجدول.

الدلالة بالنسبة لتفاعل الوسائل × الظروف:

الفرق غير دال لأن القيمة الناتجة أقل من الموجودة بالجدول.

تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات مع وجود أكثر من قيمة في كل صف وعمود (البارامتري)

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعتين من الأطفال الرضع أحدهما بالريف والأخرى بالحضر، وقد أرضعت كل مجموعة بأحد طرق الرضاعة الثلاث الآتية: عن طريق الثدي، عن طريق الزجاجة، عن طريق الشدي والزجاجة معاً، كما أن كل مجموعة من مجموعات الرضاعة انقسمت إلى ثلاث مجموعات عمرية هي: ٣ ثلاثة شهور، ٣ سنة شهور، ١٢ إثني عشر شهراً. فهل يختلف التأزر البصري الحركي لدى هؤلاء الأطفال الرضع حسب طريقة الرضاعة، وحسب عمر الطفل، وحسب بعد الريف الحضر. كما تتضح نتائج تلك الدراسة في الجدول الأتي:

\	* 1 b 4	m ~ 0 0	-1 -1 0 m	~~ \$ ~ \$ *** ***	m 0 -1 -1			~c ~\$ 100 100	
		~ ~ ~ ~	~ ~ ~ ~ ~	_ ~ ~ ~	_ m -1 -1	4 4 ~ 4	4 4 4 4	~ B ** **	
المويف را المحضو المويف را المحضو	۳ شهور	7. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1.	اشهر	المزض ۳ شهور	الوضاعسةبالزجاجة بود ٦ شهود ١٢ شهر	¥.	الرضاحةبالائثين آخهور ۱۱۲	4	۲ شهور

١ - يتم تكوين جدول من السابق يتضمن مجموع قيم الريف في كل
 عمر معاً، ويتضمن كذلك مجموع قيم الحضر في كل عمر معاً أيضاً كما يلي:

ئنين	أعة من الإ	ألوض	جاجة	اعمةبالز	الرخبا	لـي	باعة باك	الوخ	73/ 3e,
۱۲ شهر	٦شهور	۳شهور	۱۲شهر	۲شهور	۳شهور	۲اشهر	٦شهور	۳ شهو د	1
10	10	١.	۱۲	١.	۸	14	١.	11	۱ سريف
^	14	١.	٩	۱۰	١٤	10	17	۱۵	۲ ـ حضر

٢ ـ يتم حساب مجموع المربعات الكلية .

مجموع المربعات الكلية = مربع العدد في كل صف (٨ صفوف × ٩ اعمدة) في الجدول الثاني المجموع الكلي للقيم في الجدول الثاني ٨ صفوف × ٩ اعمدة

$$= [(3)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} + (4)^{7} +$$

"(""") - V40 = "(\(\lambda + \lambda
1 · £ , ٣ ٢ = 7 ٩ , 7 ٨ - ٧ ٩ 0 =

٣ ـ مجموع المربعات بين المجموعات =

+ '(10) + '(10) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11) + '(11)

 $(\circ t)^* + (ft)^* + (\circ t)^* + (\circ t)^* + (\circ t)^* + (\circ t)^* + (\uparrow t)^* + (\uparrow t)^* + (\land t)^*$

 $. YY, \bullet V = 74 \bullet, 7 \wedge - VYY, V = 74 \bullet, 7 \wedge - \frac{Y \wedge 41}{2} = \frac{Y \wedge 77}{VY}$

مجموع المربعات داخل المجموعات = ۲۲,۰۷ - ۱۰٤,۳۲ = ۲۲,۰۷ . ۷۲,۲۵

ع - ويوضح الجدول الآني النتائج السابقة.

متوسط مجموع المربعات	د. الحرية	مجسوع المربعات	التباين بين:
١٫٨٨	1V = 1 - 1V	44,.4	١ ـ بين المجموعات
1,44	01	٧٢,٢٥	٢ ـ داخل المجموعات(البواقي)
	۷۱	1.2,44	

هـ يتم جمع العدد في كل طريقة من طرق الرضاعة بجميع الأعمار في
 كل من الريف والحضر كما يتبين بالجدول الأتي:

المجموع	التــدي والمزجاجة معا	الزجاجة	الثدي	طريقة الرضاعة ريف حضو
۱۰۸	٤٠	٣٠	۳ ۸	١ ــريف
110	۳۱	47	٤٦	۲ حضر
444	٧١	٦٨	٨٤	

٦ ـ مجموع المربعات الكلية ٣

$$(\Upsilon\Upsilon)'' + (\Upsilon)'' + (\Upsilon)'' + (\Upsilon)'' + (\Upsilon)'' + (\Upsilon)''$$
 $(\Upsilon\Lambda)'' + (\Upsilon)'' + (\Upsilon\Lambda)'' + (\Upsilon\Lambda)'' + (\Upsilon\Lambda)''$
 $(\Upsilon\Lambda)'' + (\Upsilon\Lambda)''

$$=\frac{P\Lambda\Lambda3Y}{FY}-\Lambda F, PF=$$

$$= 74 \cdot , 7A - \frac{(V1) + (7A(+^{2}(AE))}{YE}$$

$$=\frac{17\sqrt{71}}{37}-\Lambda\tau, \tau = 0$$

٩ - مجموع مربعات تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر = مجموع

المربعات الكلية - (مجموع المربعات بين الريف والحضر + مجموع المربعات بين أساليب الرضاعة) =

١٠ ـ يتم جمع العدد في كل فئة عمرية بالبريف والحضر كما في الجدول التالى:

المجموع	۱۲ شهر	۲ شهور	۳ شهور	العمر ريف . حضو
۱۰۸	٤١	40	۲۲	ريئب
110	44	ŧŧ	۳٩	حضر
775	٧٣	V 4	۷۱	المجموع

١١ ـ مجموع المربعات الكلية =

$$= 74 \cdot , 7 \wedge + (47)^{2} + (77)^{2} + (43)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^{2} + (77)^$$

$$1 \cdot , YY = 74 \cdot , 7A - V \cdot \cdot , 41 = 74 \cdot , 7A - \frac{A111}{17}$$

$$-\frac{1}{2}\frac{(V^{n})^{n}+\frac{1}{2}(V^{n})^{n}+\frac{1}{2}(V^{n})^{n}}{1}$$
 - 17

١٣ - مجموع المربعات بين الريف والحضر = (نفس نتيجة الخطوة رقم ٧) = ١٨١٠ - ١٨١٠ - ١٨١٠

18 ـ مجموع مربعات تفاعل الأعمار × الريف خضر ≈ ١٠,٢٣ - ٣٢٧

 $A, 1 \cdot 4 = 7, 171 - 1 \cdot , 77' = (\cdot , 7A1 + 1, ££ \cdot)$

١٥ ـ يتم عمل الجدول الأتي أساليب الرضاعة والعمر من الجدول
 الثاني الذي تم تكوينه من الجدول الأول.

المجموع	الشدي والزجاجة	المزجاجة	الثدي	أساليب العمر الخاعة
٧١	Ť.	77	44	۳ شهور
٧٩.	4.4	Yo	44	٦ شهور
٧٣	74	*1	Y4	۱۲ شهر
444	٧١	7.7	٨ŧ	المجمرع

١٦ _ مجموع المربعات الكلية =

(۲۹) + (۲۲) + (۲۲) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۲) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (۲۹) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (19) + (

 $-\lambda r, \cdot Pr = \frac{1770}{\lambda} - \lambda r, \cdot Pr =$

11,98 = 79.,7A - V.Y.7Y =

١٧ ـ مجموع المربعات بين الأعمار = (نفس النتيجة في الخطوة رقم ١٠٧) = ١,٤٤ = (١٢)

١٨ ـ مجموع المربعات بين أساليب الرضاعة = (نفس النتيجة في المخطوة رقم ٨) = ٢٠٠٢.

-11,48 = 10 الأعمار × أساليب الرضاعة = 11,48 = 11,48 = 11,48 = 11,48 = (1,47 + 1,88)

٠٠ ـ يتم من النتائج السابقة عمل جدول تحليل التباين الآتي :

	د. الحرية	مجمسوع المربعات	التياين بين :
۳,۰۱۰	4=1-4	٦,٠٢	بين أساليب الرضاعة
٠,٣٨١	1 = 1 - Y	٠,٦٨١	بين الريف ـ الحضر
٠,٧٢٠	Y=1-T	1,88.	بين ألاعمار
٤,٠١٠	Y=1-4	۸,۰۲	تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر
\$, .08.	Y=\4	۸,۱۰۹	تفاعل الريف حضر × الأعمار
1,17.	\$ ≠ Y 7,	£ , £ A •	تفاعل الأعمار × أساليب الرضاعة
٠,٨٣٠	£ =7°−V	4,44	تفاعل أساليب الرضاعة × الريف
:			حضر × الأعمار
1,44	٥į	٧٢,٢٥	البواقي
		1.8,44	المجموع الكلي

والبواقي التي في الجدول السابق هي نفسها البواقي التي في الجدول الموجود بالخطوة رقم 3. وقد استخرج تفاعل أساليب الرضاعة \times السريف حضر \times الأعمار بجمع مجموع المربعات من 1-7+1 البواقي وطرح الناتج من المجموع الكلي.

وبالكشف عن دلالة نسبة وف، نجد أنها داللا فقط بالنسبة لما يلي:

١ ـ تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر.

٢ _ تفاعل الريف حضر × الأعمار.

(ع) حيث إن أساليب الرضاعة ٣ + الريف حضر ١ + الأعمار ٣ - ٧.

جداول قيم نسبة وف»

4.73					کور	اين ال	ح . الم							eg eg
15	17	11	11	٩	٨	*	*	•	4	¥	4	•		نڌ
1 g 2 1	#11 11+7	7 # 4 Y	744 1 - + 1	761 3099	የ ሂደት • ዓ.ኤ.)	474 47 <i>2</i> •	771 4804	. ¥74	***	¥ 11	7 2444	131 E+#7	١	
*,**	itoti Tutt	1901 - 1921	19359 1931	1644 1644	ነ የታርጀ የሚያድን	ነ ኒምነ ላ ኒም፣	፣ ዓታዋዋ ዓባታዊ ዋ	ኔዲተ፡ የዲታ፡	1 57 a 1467 a	14511 14517	140++ 140+1	14,514 14,524	۲	
+,++ +,+1	۸,,۷4 ۲۷,,۴۰	۲۷ ری ۱۲ ری	۸۷۷۸ ۲۲ _۲ ۷۲	44.4 14.41	۸۸4 ۲۲٫٤۹	4,84A Y F C Y Y	44 E 1 4 54 E	43+1 1451£	4) (Y Y/ ₂ /Y)	۸ ټره ۲ ټره ۲	4,000 Trakt) -,,11 † [:] †	۲	
051 B 131 Y	۱۱ره ۲۴ره ۱	14رہ 11ر1ء	۴ پره ۱ هرڅ ک	۱ ۱ نول ا	ع.د ۱۹۶۸۰	73+4 11544	۱ ادر ۱ ۲ کره ۱	۲۲ر۲ ۱۰٫۵۲	1584. 1454.	75# 1 17 71	1,/12 14,2++	454 t	4	
•5•4 •5•1	۱۷۱۸ ۱۸۸۷	4,44 1,711	۱۷ړځ ۱۰۵۰۴	44ن 14ء	\$34.¥ ¥76.4	4 يقر 4 4 ع د 1 ا	4 اورا ۱۰ ۲۷ و ۱۰	4 - بر4 ۱۰۷۲۷	9 يارد 14 الاردا 1	458) 125+ 1	4,74 ۲۴ر۲	1/11 1/11	٠	
•,•• •,••	۱5** ۲۷۲	1,.Y 1,Y4	1,·1 7,44							£,41 4,44			4	:
*,**	T1+¥ 2,4¥	4,20 2,44	۲,٦٢ ٦,٦٢	7,74 7,71	7,4F 7,44	4,41 4,	7,47 7,24	7,4 V V,4 Y	4337 6340	1,T+ 4,E+	1,¥1 1,••	2,24 17,24 0	٧	3. 3440.
*,**0	7,7A 4,74	4773 474	e344 +344	7344 7341	7,16 7,+7	7,00 1,313	r _l ek	۲,14 1,1۲	794E 79=5	6 j. V Vje 1	{ p l 7 A y l 4	174.1 140	A	7.
;,•• ;,••	4,.4 4,11	۰ ټو۲ ۱۹ ټو	4,14 4,43	751 A 857 A	7,17 +,17	47.44 47.54	75FY 45A+	474A 3713	7334 3384	7,47 1,44	£3¥% A3+¥	4) T	•	
,,,, ,,,,	4,41 1,71	4,9.4 4,74	۲٫4.۷ «مرة	Ty+T Ey4+	7,.V	753E 4573	7,75 e,74	75E7 0,74	754 A	7,71 %***	1350 7307	1-7-1 17/1	1,	
* , • * * , • \$	4, 44 £, £ •	4,47 6,57	7,47 1,41	4,4+ 1,77	7,4 e 2,76	7, -1 1,44	₹ ₅ 4 € 0 5 1 ¥	7,4. 0,41	7,77 1,77	75+4 7577	434A 4344	1544 1 510	11	
-,- e -,- \	†,74 1,17	4,41 1,41	5,47 6,8°	7941 2974	Tyke iyer	7,47 8,70	450 t 150 t	7313 2313	PyV1 #yC1	7,84 4,4*	7,44 7,47	1,14.0 1,14.0	17	
•,••	7,3+ 4.37	7,17 6,17	7,24 4,31	T,YY 1,14	7,44 6,4 •	Y ₃ kt 1 ₃ t1	7,45 ,78	Ty+T EjAN	7,1A	7,81 4,72	Y,A • 1, Y •	4,54 5,-4	17	

جداول نسبة وفء

ij					ـکېږ_	پاڻ آ	≠ · ε	, 4	·				چانت بة	22
17 f.Gr	8		7	١	٧.		ŧ.	7.	¥ 4	7 -	17	11	L	
												7## 7##7		
												14.5ET		
+3+4 +3+4	ሉ _ያ ያ የ የ ካታ ፥ የ	450£ 11ر77	۸ ₃ +1 ۲٦51۸	みょって とつづせ	۸,aY ۲۹ ₂ g۷	4,04 TZ/C0	453 i 1768)	4,11 T\#*	A,11	8333 18318	4,334 73,48	A, VI	٣	
3# *3*1	۴,۲۳ ۲۱ <u>ر</u> ۲۲	4,714 18°,18	۰٫۱۰ ۲در۲۲	4,777 14,47	۰٫۱۸ ۱۲٫۶۱	0, Y. 18374	9,41 14,41	1 V.4 YALY!	9,44 14,45	۰ غړه ۲ -د ۱ ۱	*,4.4	9 ga V 1 ku Y I	,	
1 g 1 8 1 g 1 1	1 ₂ 111 1 ₂ - 1	1,5¥ 1,+1	134 Y	878 • 4714	1,17 1,17	6561 4573	1,11 4,11	1,64 3,54	1,07 1,67	1,07	6,14 4,54	2,%x		
* 9	7,77 4865	¥,74 7,4+	7377 7371	73V1 7354	¥,¥7, ¥,•1	7,44 7,14	7,77 V,11	7,41 7,17	7,AL 7,Y1	4,27 4,79	4,41 4,41	7547 7,3	,	٠ :
4 y 4 8 1 y 1 1	4,27 4,24	7,71 +,77	7,4 e	7,7 A 4,7 A	7,75 0,74	47,44 434.0	7,TE	Y,TA	7,41 1,01	7,61 1,44	7,14 7,77	7,67 7,57		1
- y + # - y - 1	7,17 1,41	734 E 834 A	4343 4343	¥,44 F,47	Ty**	73+1 73+1	۲,۰۰ ۰,۱۱	T, - A	7,17 4,74	T,14	Ψ,2 . • ,4 <i>4</i>	7,77	^	1
* 3 * 4 13 * 1	₹2¥1 2g71	1,41 1,51	7,¥7	4,41 4,41	f,Vv t,t•	7 j.A - 1 j.a -1	7,41 1,01	7,A17 1,71	7,4. 1,41	7,41 1,A	7,47 1,41	7,0 T	1	
۰ مو۰ ۱ او۲	7,44 7,44	7,44 7,47	7,0% 7,4%	¥34 € 431 €	7,73 6,40	7,31 1,21	7,77 1,17	7,V.	1,71	7,49 4,61	7,A7	7,A	1.	
1,01	7,4 · 7,1 ·	7,21 7,17	7,17	¥,t+	7,5 V 7, VL	7,a.	7,47 7,41	7,0% 7,%!	7,31 6,41	7,3 e	7,¥.	1,71	11	
·,·;	¥,4.	7,71 7,74	¥,77	7,70 7,67	7,7% 7,1%	7,E.	7,67 7,77	7,17 7,7	¥,•.• Y ₂ A:	7,A	7,3. 7,4.	Y,11	1,4	
.,.,	7,11	T314	T,Y:	7,77 7,77	7,74 7,7	7,71 7,71	T, #1	7,77,	1,1	r, r,	Y,47	Y, 41	18	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

į,					کیر	تياين ٿا.	ع . د							[سرم
\$	14	11	1.	•	٨	٧	7	•	ŧ	+	4		٤	<u>ر</u> ننڌ
	7,07 7,14												14	
ه سر . ۱ در ۱	4365 4 <i>5</i> 64	1 PL T 7 YC Y	د در ۲ د ادر ۲	7 94 Y 7 JA4	7 ,75 t 1 ,00 t	، بدر چ 9 اد 4	۲ کر ۲ ۲ کر ۲	1 pq 1	7517 1389	T,44 4,4¥	ያ,ጓላ ጓ,ዮነ	6,61 A,4A	10	
و در ه ۱ در د	7 Je 7 8*c. 7	44د ا 19ء م	۶۱۹ ۲ ۲ ₋ ۳۶۹	4 در ۲ ۸۷۸ ۲	۹ در ۲ ۱۹ هر ۲	4 . 4 4 1 . 4 4)¥ر پ ۱۲۰	944 T 99c F	49+1 144	¥,78	ኛያገ የ ጌታኝ ም	iyi 1 iyo T	17	
• J• 6	43C4 +3C7	7 14 5 7 04 7	7 24 8 9 24 9	7 J44 4/6 T	7	ኛ ታጓ ሂ ሦታጓ የ	۰۷۰ ۲ ۱۰ر ۶	1 JL 1 17C	7.A.T YPG 1	474. 4114	7,04 1,11	işte Aşir	17	
• •c •	7.7F4 7.7F4	7 35 Y 83c Y	۱ ادر ۲ ۱ در ۲	7 24 7 7 27 •	1 oc 1 1 Vc 7	۸ خدر ۲ که ۱۸ ت	7 57 9 4 oc 8	۷۷۲۷ ۱۹۲۵	۱۷۲ ت ۱۸م	¥314 *,+5	7500 75-1	8,17 ApTA	1A	
۰ پ۰ ډ ۱ مر ۰	7.17 k 7.17 °	7 AC 1	7.7A 7.1E	۲ اد ۲ ۲ د ۲	7 ,2 A 7,2 T	4 44 Y	7 J) T 2 J) Z	۱۲. ۲ ۱۲. ۲	T ,A+ E ,7#+	7,17 *1·1	73+4 4,17	2,4A A,1A	14	•
	# TU Y # # C T	۴ الار لا 19د ۲	7 7 T Y Y Y C 7	۰ اور ۲ ۱۰ و ۲	۰ ور ۲ ۲ مدر ۲	7 J= 7 7 J Y L	Y J'. T JA Y	۲۱د . ۱۰ از تا	۷۸۲ ۱۹۲ تا	4,50 1,41	F, 29 P, 40	tyKe Aghi	₹•	7.
 	¥,14.¥	4 FC Y 1 FC Y	7 7 T 1 7c 7	۴ پەر چ 1 د خ	7 98 T 1 +c T	۱۱ر ۲ ۱۹ر ۲	۷ عد ۲ ۲ مد ۲	7 J3A 1 J2 1	1 JAL 1 JTV	42.A 47.A	738 Y 034 A	8 3 # \$ 8 4 4 4	7 t	7.
پ در ۱ ۱۰ د ۱	##L.1 #44.4	7 77 7 7	7.7° 77°	7 74. 7 71. 7	۰ غر ۲ • غر ۲	۷ اور ۲ ۹هر ۲	7 V Y	7 J. 1	7 AL 7 1 PL 3	6 y = 0 6 y = Y	T,22	1,T. 4,41	11	
. ,	7.77 ·	7 .77 I	4 3 C, 7	7 7.7 7 7. 7	474 T	ه ار ۲ ۱۰۱ ت	7 36 7 7 , 7 1	7.71	۰۸ر ۲ ۲۱د ۱	4,+5 1,41	4,27 4,77	1,74 7,44	77	
	7 A A	7 2 5 1 7 - 4 7	7 787 1 1 C T	¥ .)¥ •	7.3P3	۱۹ر ۲ ۱۰ر ۳	7 JO 1	1377	۸۴ر ۲ ۲۲ز ا	1,48 4,4,7	7,6. 1,31	1,7% V,AY	Ft	
ه در ۱ ۱ در ۱	7.287 7.289	7 .7	7 77 8 711 7	7 7 7 Y 1	17, Y 17c 7	۱ غر ۲۰ ۲ ادر ۱	7 31 9 7 31 1	7 . Y . T . M. Y	77C7 4fc 1	4,99 6,34	T,T/	2,7 E	٧.	
۱۰ر ۱ ۱۰۲ ۱	1361	دور ۳ ۱۰۵ کا	7 7 T T	¥ 4 ¢ ¥ ¥ ¥ ¥ ¥	7 7Y 7	7 ,74 1 kc T	۱۱ر۲ ۱۰۹۲	7 24 Y 1 A 1 Y	۷ ر ۱ ۱۹ د ا	7,4,4 1,71	7,41	1,71	41	

مستويات الدلالة الإحصائبة للنسبة الفائية

1	T				کرر	تياين الــــ	# · c		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·					يرجأ
3	99		۲	1 * *	٧.	4 4	Į s	7.	11	ŗ.	13	16	1	عر لسية
1,00	7,1Y	7,11 7,17	۱۱ و ۲ ۲۵۰۶	7,1 t 7,1 t	7,7 t 7,1 f	1,5€ T ₂ Y1	1,17 1,47	1,71 7,71	T,E#	7,7% 7,4%	۲,11. ۲,37	۲, I A ۲, ۲۰	12	
1314 1311	41.4	731 A 73 A C	754.1 754.7	7,37 7,4 Y	₹,1¢ ₹3••	7,3 A 7,1 Y	T, Y } T, 1 T	7,70 7,70	7,7% 7,7%	۲,۲۲ ۲,۲٦	tota tota	7,E7 7,47	10	
.,	Tj+ 1 Tj+4	7,+1 7,44	73·4 T3A·	₹3·¥ ₹347	73+4 T3#4	1,1T 1,57	3,17 7,11	7,7 · 5,3 ·	7,74 7,14	7,7A 7,74	7,44 7,44	TjT V Tj2 e	44	
7,2.9 1,2.3	1,47 7,10	1,47 7,77	1,44 7,71	7,+¥ 7,¥7	7,7 E 7,74	۲٫۰۸ ۲٫۸٦	T311 T357	7,1# Tg= *	T234 T24 A	7,77 7,33	7,75 7,27	7,77 7,7*	ìΥ	
	1,47 1,47												14	
.,.,	1588 7317	1.41 Tyb	1,41 4,42	1,4 E 7,7 *	1,57 7,77	Υ,·· Γ,Υ·	1,+ 1 1,Y1	T,+Y T,At	7,1 L 7,4 F	1,10 7,00	7;7) 7;1 7	7,51 T,11	14	C . 3
-,·• -,·•	1746 7317	1,84 Y ₁ 88	1,4 Y 7,1 Y	1,4+ 1,07	1,57 7,47	1,41 7,17	1,94 1,79	T,** T,YY	Ty-A TyAN	7,57 7,46	191A 791 8	7,84 7,14		£4.
	1,41 7,41												T i	7,
	1,77 7,51												7 7	
, * *,* }	1,75 7,77	1,44 1,44	1, Y4 1,81	, , , T T, TY	1,48 7,41	3,44 7,44	1,43 Yj##	1543 1537	₹,•• ₹,¥•	7, + E 1, A Y	7,1 · TJA 3	7,11 7,17	**	
	1,47 7,71												۲۰	
	1; Y 1 7;1 Y												٠٠	
	1974 7917												*1	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

j					_کچ	لياين ك	٠. د		· · · · · · · ·			•	ت ا ث	•
2	17	11	1.	4	٨	٧	,	•	4	¥	¥	١	رية 3 ك	- 1
* از ۰ ۱ اور ۱	۲ با ۲ ۲ پار	۴ ډر ۲ ۱ ډور ۲	• آر 1 ۲ • ر ۲	7 ,40 1 1 7 7	۲,4. ۲,44	7 JEY 7 JEY	7 je 1 7 je 1	¥ 46 ¥	۷۷۷ ۲ ۱۶رع	۲۶۷۲ ۲۷۷۶	۰۳ز۲ ۶گره	4 7(1 48c¥	٧٧	
ه در د د رو	۲۱ <u>۲</u> ۲ ۲۰ز ۲	۰ در ۲ ۰ ۹ر ۲	14ر7 ۲۰۲۲	4 لار لا 1 اگر ۲	7)T 9 7)T T	۲۰۴۱ ۲۰۲۱	t , i i i † • t †	۲ در ۲ ۲۷۲ ۴	۱ ۷ر ۲ ۷ -ر ۶	7 34 o 2 3 o V	۲)۲ t + غر غ	، ۲ر ا ۱۲ز ۲	YA	
۰ بر . ۱ بر ،	7 J/ •	7 ,1 1 7 ,7 1	۱۱۲ ۲ ۲٫۰۰	7	7 3 7 A 7 - 7 - 7	5 JF 0 7 JF 7	7.je7 7.je4	7 J+ E 7 JYE	1 34 t	7 J47 1 J48	7.,77 + j£7	8 JYA 777,	٧.	
٠,٠.	7 J. 7 1 J. 7	7) (7	7 11 7	ا ا در ا	۲ ۲ <u>۲</u> ۲	7 37 6	T ,78 Y	۲۰۲۲	7 ,29	7 J 4 T	rjet	4 <u>ا</u> ر ع	7.	
. ,	7 . Y	 1, 1) ا ار ۲	7 514	4 ۲ ز ۲	7 77 7	۰ ار ۲	۱ وز ۲	۷ ټر ۲		۰ ټر ۲	1 . 5 0		
، .ز .	۱ در ۲ ۲ پ	ا در ۲	۲ ار ۲	۷ ار ۲	7 7 7	۰ ۲٫٫۲	۸ ۲ز ۲	r je s	1,710	4 A& T	۸ <u>۲</u> ر ۲	۱۲ز	.	
	7 J. 1	ا ا در ۲	17.71.	1 ;10	7,11	۲ ر ۲	.,,	۱) ۱۱)	۱۲ز ۲	۱۸ز ۲	7777	2 31 1		F-175
.	۱ - د. ۲ ۲ - ۲ - ۲	F 7 .4 4	۰,۰۰	ار ؟! ار ؟!	1019	۰ ۲۰ ۲	، ۱۲ ج	7 ,67	11/2		7 .7 .	۱۰ ار ا		7.
]	, Y , J.	. در ۲	۰۰ د ۱	۱۱ د ۱۹	ر در با	. ۲ر ۲	ا جر ہ .	7 ,6 1	امر با	الحر با	7 37 2	ر.ر په]	
.	1 24	٠. با	T	1 7 1	١,,,	זע ז ^ו ע	۲۰۲۱	7 54	• در برا	146.7	777	t 3+ 1	41	
l		٠. الم	د در والد	. در و ا	, . Y , 1 '	7 7	7 7 7	اد ۲	. مر ۲	٠٨, ١١,	F 27		١.,١	
Ī.,	, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	٠, ٠	. l.	ļ, ,,	بزيا	4 Y 5Y	1 111.5F	ار با	مر ۲ ۱	مر با ید) T 57			
		1	ر د داد	.	در ۱۰ ا	٧٤ ٧] ۽	۳ ۲	يز را.	٠, ۲	عز ہ ہ	- 7 31	بريا	4	
	Ł	1	ر د داد	.	در ۱۰ ا	٧٤ ٧] ۽	۳ ۲	يز را.	٠, ۲	عز ہ ہ	- 7 31	بريا	4	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

3	د . ح . الحاين السكير								مات ت	در <i>ر</i> سر				
77.F	*	•-•	٧.,	3	٧.	••	{ •	۲,	T E	ú	17	3.6	[بية
ه بر . ۱ س	۱ ۱۹۷ ۱ ۱۰ ۲	۱۸۸ ا ۱۲ ار ۲	۷۱ ا ۱ اور ۲	1,44 7,71	۲۶۲ <u>۱</u> ۲۶۲۶	۰۸ر ۱ ۲ <i>۲</i> ۲۲	1 JA4	۸۸ <i>د</i> ۱ ۲۱۲۲	۱۶۴۲ ۲۴۴۲	3 48 Y	۲۰ز۲ ۲۰۲۴	۲ س ۲ ۲ مر ۲	14	
ه در ه ۱ در ه)	۷ اور ۱ ۲۰ ۲	9 \$ و و 1 \$ و 1	1 24 A	۴۰ر یا ۲۶۲ر ۲	۸۷ _{د ۱} ۲۰۴۰	۱ هر ۱ ۴ ۴ر ۲	4 ار ۲ ا ار ۲	1 PL 1 7 PL 7	1 JUN 1 JUN 1	ያ ታየ የ የ ያዩ የ	7 . 1 7 . 4 .	T A	
ه در ه ۱ ه د ه	1	4 ټار د ۲ در ۲	۸۶ر 5 ۲۰ر ۲	1 44 1 4 14 T	۲۴ر ۱ ۱۹ر ۲	۷۷ر ا ۲۲۷ر ۲	ት ታሉ ፣ የ ነዋት	۴ غر ۱ ۱ او ۲	۰\$ر ; \$غر ۳	1944 ۲۰۰۷ ۲	۰-ز ۶ ۸۶ز ۲	۰۰ در ۳ ۷۷ ر ۲	44	
+ 3+ 4 + 2+ 1	۶ ډر ډ د مر ۲	1	۱۹۹ تا ۲۰۷ تار	7 JL 7	1 347 Tubb	۲ ۲۷, ۱ ۲ کار ۲	1 ,44 7 ,11	\$ &¢ { &7¢ }	۶ اد ۲ ۱۷ اد ۲	۱ پاڳو 1 معر ۲	1 144 1 11 ₄ 1	1 ית צ 1 אק צ	₹.	
ه در د ۱ در د	1,04	۶۰۱ ا ۱۹۸ ا	ነ _መ ጓደ ምታተ የ	۷۶4 ۶ ۸ در ۲	1 715 7 215 7	۷۲ء ا ۲۰ر۲	1,¥% 7,7=	۱ ۸ز ۱ ۱ ۲ر ۲	¥ ,34% ¥ ,41%	1 JA 1 1 J4 1	ኒ ታዬሃ የ ታዬየ	۱۰ر۲ ۲۷۷۰	¥¥	
ه در . ۱ در د	۷ مر ر ۱ کر د)	17,17 4,17,17	1.7.1 1.7.1	1 17 Y 4 • C Y	۱۷۱ ۱۷۲۶	1 4 ¥ 1	۰ ۸ز آ ۳۰ ۲	3 AC 1 ATL 7	ية المدرة 2 عابر ج	4.4c 4.4c 7.4c	۱ در ۲ ۲ در ۲	T:	•
و در ۱ در ۱) , V , A, V) ye ? ! y? !	, , , , 1 / , , ,	۱۳ د ۱ ۱۰۰ د ۲	1 Jle 7 Jil	۱۶۶۹ ۲۶۷	1,4; 7,57	۸۷۱ ۲ کار ۲	۲ ۸ر ۱ ۵ ۴ر ۲	۷ ۸ر ₍ 7) ژ ۲	۴.پائر ۱ غاد ۲	۸۵. ا ۱۲. ۲	77	ع البان
	۴ مر ۱ ۱ هر ۱												**	7.
	1 pa 1 1 pa 1												ŧ.	
	۱ عد ۱ ۲۷۸ ۲												47	
	۸ ۵٫ ۱ ۲۷۰												4 k	
	۹ غر ۱ ۲۷ر ۱												17	
ه در ۱ ۱ در ۱	۰ پر ب ۲۷۰ و	۷ ار ا ۷۷ د ۱	٠ ٧٨. ا	۴ مر (ا لمر (۲ در و ۱۸ هر و	1 24 1 5 24 1) الريا 1 در ا	۷۰ و ۲۰۱۱	۷4, ۲ ۲۶, ۲	84i, 1 48i, 4	7 AL P - BL Y	۱۹۰۱ ۱۹۲۲	14	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

Į,	د ۔ ج ، کتباین انسکور								چارن رية	- 1				
3.	17	11	1.	٩	Ą	٧	٩,	•	4	۲	Ŧ	,	ب 4 در	- 1
										7.49 4.74				
	7 /4 () 7 +4 ()	1 34 Y 7 34 7	T J**	ه در ۲ ۳۵ ت	7 51 1 4 AL Y	4 /L T 4 /L T	4 jt 4 4 jt 7	ቸ ታዋል የ ታዋ¥	8 o c 5 A F c 7	474 Y 114 B	۴ ال ۴ 1 ول ه	6 J+** 7 J L Y		
	1 / L 1 7 / C 7	1 44 4 7 44 7	1 144 7 14 T	t در ۲ ۲ ۲ د ۲	*	7 /L 7 2 PL 7	434 e 431 5	۲ بر ۲ 1 او ۲	7 06 T 6 Fa T	7 YE 7 7 Fe S	* #1	ه • تر ع ۸ • و ۲	٠.	
ه در ه ۲ در ه	134.	1 29 E 7 20 E	4.Pu 1 1.Fu 7	۲ در ۲ ۲ و ۲	4 J = A	¥ ,, 1 = Y , 1 =	T ,1T &	የ ታያኝ የ ታየ ኒ	7.30 S 7.35 T	1 74. Y 1 14. B	ا (د۳ اور ا	7.44 7.44	٦,	
	1 JAN 1 ye r	1 24 Y 1 44 Y	1 J&Y	ギッ・5 アッマン	۷ ۰ ۲ ۲ ۷ ۷ ۲ ۲	T ,)	¥ ,44 ¥ ,4 ¥	7.14e 7.144	7 J# 1 7 J% 1	1 A4 7 A * C 4	T = 1 T E = 4 T	# 14 A Y 14 Y	٧.	
ه در ه ۱ در ت	1 JAA 1 J4 1	1 24 1 7 26 A	1 29 0 7 20 0	1 J& 4 7 JY B	T 4+ 0 Y +¥8	7	ዱ "• ቶ ለ ንል <i>የ</i>	የ ታየተ የ ታየ የ	たまして ど◆もな	7 3 Y Y 2 3- 2	T J 1 1 E J A A	የታፍኝ የታፍኝ	A٠	•
		٨٨.	1.35	1 27 7	7 9 . 7	7,11.	¥ 31 %	7 28 .	7 51 7	**************************************	<u>۶</u> و ۲	F 39.1		- F.
، بر . ۱ •ی •	1 A Y 7 T L T	7 AC 1	1 p4 e V 54 Y	1 4 e	7 2+ 1 7 27 4	7 3+ A 7 3 4 3	Y 11.7 4 P. Y	Y 349 Y 33 Y	7 34 1 7 34 1	4 PC T	۷ . ر ۲ ۸۷ر ا	7.44 1.14	1	7.
	1 24.1	. بر را	۱,۸۸	121	٧ ,	۷ در ۲	7 217	7 . 7 7	*	7.53.Y 7.53.1	T 3 = %	7 19 1	100	
• 3• 4	• At 1 1	1 JA 7	1 JA V	3 JA 7	1 29 A 1 27 •	7 J • • 7 7 Y T	7.17£ 7.44	¥ 384 ¥ 31 1	7 je 1 7 je 1	* 5 L T J A AL T	ة 2 • د ٣ 1 لاد 1	7.A.4 7.Y1	¥ 1 4	
٠,٠,٠	رېر د ا	. بر ا	1	1341	1,347	7 , * 7	7317	7 77 7	Y 25 4	7 SE 7 7 AL 7	7 3° Y	የ ለር የ		
ļ. ".	۱۰۷۰	٠ ٨٠ ١	1 54	1 34.4	1,344	۲ - ر ۲	125.	7 ,17 7	4 7 £ 7	7 #7 1 7 #4 7	T +	7 14.4		
ļ. ".	، بر راه	.۷۰	۱۸۶			J. j. 1	Y , . 1	1,71	7 ,4 7	7 ,7 , 7 ,4 X	7 <i>3</i> 4 4	T JA 1	1 1	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

į,	د . ح . العبان فسكور								ر چات	-				
配件	1 ¥	11	\$1	•	٨	٧	•	•	•	۴	¥	1	حرية مها در	
1 91 B	1 J4 1 7 J4 1	1,34.A 1,31.5	۲ ور ۲ ۱ د ۲ و ۲	J+ ¥. J¥A.	7 ft7 441, 7	727+ 72+7	7.354 7.374	1 JL 7 1 3 L T	7 ot 7 7Yt 7	4.744 4.74.4	7 .1 A 7 -0 -1	415.7 415.7	94	i
. " . "	1 ,44 T 7 ,44 T	۷ اور و ۱ صور ۲	7 j 7 j. 7 7	,,. a ;,	1 14.7 4 AL 7	4 1 L T 4 P L T	7.,7Y 41¢7	174 4767	\$ Y A Fq T	Y , YA E , 11 %	7 jt Y 4 jr t	4 Je¥	••	
 	8 J47 7 Je +	1 J4+ 1 J4+	1 PAC 1 1 71C 7	13+4 1344	* 1¢ Y Y JA Y	7J14 7J44	* 7 L Y * 4 L L	Y Y Y Y £	7 oc 7 6 fc 7	4 J47 6 31 4	7 31 • 8 34 8	ا در غ ۸ دو ۲	١,	
ه دو . ۱ دو ه	1 JA - 7 J1 V	4 اور را 4 د د ۲	1 19 e 1 14 Y	۴ در ۱ ۲۷۱ ع	4 • 4 Y 2 Y 4 Y	てょしゃ てょうちで	1251 1209	የ ቃቸ ጌ የ ቃኝ ኔ	1 ot 1	۰ ۲ر ۲ ۱۰ ار ۶	7 ol 6 6 Pt 5	7,95 7,15	1.0	
ه .ر ه ۱ در ه	1 JA9 1 JA9	1348 1341	1	1 or 1	4 v. 4 4 v. 4	7318 7341	7.577 7.54 Y	7.)F4 7.)f4	1 Ja 1 1 Ja 1	1 AL Y A · L S	7914 8347	7 24 A 7 24 Y	٧.	
ه دو ه ۱ دو ه	۸۸د ۱ ۱ اد ۲	1 25 1 7 25 A	1 .75 a 1	1 JA 4 1 JA 6	7 s + 4 7 s Y 4	7 / L T Y AL T	7.77.5 \$.+6.7	የ ታሞኝ የ ታሞኝ	7.36 K 7.96 Y	4 ,44 6 ,4 £	1 147 AAL S	* 24.7 7.267	*]	
ه دير ه ۱ دو ه	1 JA4 1 JF1	1 JAK 1 JAK 7 1 L Y	1 14 Y	1 JLY 1 J+ 1	7	* 1 L T T AL T	7 J L 7 7 J L 7	* 7¢. Y * ¥4. Y	T JE 7 T J• 1	ሃ ታሃ• ሞ ታዓ ል	7 rq.7 7 Aq. 3	7 54 1 7 54 1		1
	l		1 29 1 1 4 4 0 7			,,,,			Y 18 3	Y Y A	۲.» ۲	T 25 Y	•	ļ
	1		1 JAN 1	134	، دو چ	٧ ٧	7 22 7	7 7 7	Y 44 Y	T 27 Y	F 90 %	4741	1	
	۰ ۸ر ۱ ۲۵۷ ۲	1 M7	۱ غیر ۱ ۱ غیر ۲	1 /4 T 1 /# 1	424.f = 24.Y	174 17-4	የውነቴ የውነቱ	7.387 7.387	toti Toti	, 12.7 14.1	Y 3+ 1	ا 144 ع 144 ت	¥++	
	۸۷م ا ۲۲م ا	1 AL 1 1 T A	1 JA 9 7 7 C 7	1 JA 1 7 J2 7	1 a4 1 1 a4 4	T 34 T T 37 4	7 ji t 7 ji t	7 JYY 7 J47	7 JF 4 7 JF 4	የ ታጊ የ ፕ ታዲ ዮ	7 J- 7 7 J- 7	7 JA7 7 YV F	4	
	۷۷ر ا ۷۷ر ۲	1 JA 1	1 A4 1 1 Tc 7) #8.5) #8.5	1 24 0 7 84 7	7 Y 7 Y	7 1 t T	Y 94 Y	4767 1767	የ ታላ የ	7 jo o 6 j% T	* 44, 7 * 11, 1	1	
	¥, yV.	4 74 1	۱ ۵۸۲ ۲ ۲۲۲	1 JA A 1 Ja Y	1 JA 1	7 J. 1 7 J. 1	4 · t 7 • 4a. 7	1 24 1 7 24 7	4 75 ¥ ¥ 76 ¥	4 747 4 74 4	7 A 5	14,7 17,7	**	

استخراج قيمة «ف» من الجدول:

ويمكن استخراج قيمة وف، من الجدول الخاص بذلك على النحو الأتي:

أ ـ نبحث عن درجة حرية التباين الكبير في المكان الخاص بذلك في الجدول (١ - ٥٠٠) أي في الأعمدة.

ب ـ نبحث عن درجة حرية التباين الصغير في المكان المخاص بذلك في الجدول (الجدول) (١ - ٢٤) أي في الصفوف.

هــ وفي مثالنا السابق نجد أن الخلية التي تلتقي عندها درجة حرية التباين الكبير وهي ٢ هي الخلية التبي تصل فيها قيمة «ف» عند مستوى ٠٠٠٠ = ٤,٢٦ وعند مستوى ٠٠٠٠ = ٨٠٠٢

أمثلة وتمارين محلولة

١ - أحسب هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين المجموعات الأربع
 الأتية .

٥	<u>ج</u>	ب	1
٣	Y	٥	٥
*	*	٣	۰
*	*	V	٨

٢ ـ طبق باحث استبياناً للاتجاهات على ثلاث مجموعات من الطلبة
 في كليات مختلفة فكانت درجاتهم كما يلي أحسب هل هناك فرق دال في
 اتجاهاتهم.

جي	ب	*
Y	í	٧
Y	٦	1.
٣	v	1.
٧	4	11
٦	4	1.7

حل التمرين الأول

د	ج	ب	i .
٣	۲	٠	٥
٣	Y	**	•
۳	Y	Y	٨
4	1	10	۴۸ = ۱۸
*	4	٥	م = ٦

7. 347 = [+ 0 + 7 + 7] = r/ = 3

١ حساب مجموع مربع انحراف القيم عن المتوسط العام (التباين العام)

$$= [(+ !)' + (+ !)' (+ 3)'] + (+ !)' + (- !)'
+ (+ !)'] + [(- !)' + (- !)' + (- !)'] \times [(- !)'
+ (- !)' + (- !)'] = [! + ! + !'!] + [! + ! - ! + !][$ + $ + $ $] +
[! + ! + !] = !! + !! + !! + !! + !! = $$.$$

۲ ـ حساب مجموع مربع انحراف متوسطات المجموعات عن المتوسط العام × ن (أي حساب التباين الكبير بين المجموعات) = π (+ ۲) + π (+ 1) + π (- ۲) + π (- 1) = π × 3 + π × 1 + π (+ 1) + π (- ۲) + π (- 1) = π × 3 + π × 1 + π × 1 + π - π .

 * حساب مجموع مربع انحراف قيم كل مجموعة عن متوسطها (أي حساب التباين الصغير داخل المجموعات) = $[(-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)^* + (-1)$

+ (صفر) ٢ + (صفر) ٢ + [(صفر) ٢ + (صفر) ٢ + (صفر) ٢ إ

= [١ + ١ + ٤] + [صفر + ٤ + ٤] + [صفر + صفر + صفر] [صفر + صفر].

٤ ـ حساب درجات الحرية :

ا ـ حساب درجة النباين الكبير بين المجموعات = عند المجموعات = 1 - 2 = 1

-1 = 1 - 17 = 1 - 17 = 1 - 11 = 1 - 11 = 1 - 11 = 11.

ه ـ ويتم حساب قيمة «ف» كما يلي:

اً ـ التباین الکبیر (بین المجموعات) = $\frac{x}{4}$

ب ـ التباين الصغير (داخل المجموعات) = $\frac{14}{\Lambda}$ = 0, 1

جـ ۽ نسبة ف» = مناب ٧,٥

الدلالة: بالكشف عن قيمة «نسبة ف» في الجدول السابق في العمود

الثالث أي عند درجة حرية التباين الكبير ٣ وفي الصف الثامن أي عند درجة التباين الصغير ٨ نجد أن الخلية التي تلتقي عندها هاتين الدرجتين من درجات المحرية هي الخلية التي يكون مستوى ٥٠،٠ عندها مساوياً ٢٤،٧ والتبي يكون مستوى ١٠،٠ عندها مساوياً ٥٩،٧٠ وعلى هذا الأساس نجد أن يكون مستوى ١٠،٠ عندها مساوياً ٥٩،٧٠ وعلى هذا الأساس نجد أن هنسبة ف، في مثالنا هذا لها دلالة عند ٥٠،٠ لأنها أن من تلك القيمة الموجودة في الجدول وهي ٨٠،٤ وليس لها دلالة عند ١٠،٠ لأنها أقل من القيمة الموجودة في الجدول عندها ويه ٥،٧٠.

	حل التمرين الثاني	
ج	ب	t
Y	±	٧
۲	٦	1.
٣	Y	1+
٧	4	11
٦	٩	1 4
۲.	40	مجد ٥٠

م: مجموعات = ۱۰ ٤

١ - حساب مجموع مربع انحراف القيم من المتوسط العام (التباين العام).

=
$$[(\omega \dot{\alpha}_{0})^{2} + (+ \Upsilon)^{3} + (+ \Upsilon)^{3} + (+ \Upsilon)^{3}]) + [- \Upsilon)^{3}$$

+ $(- \Upsilon)^{3} + (\omega \dot{\alpha}_{0})^{3} + (\Upsilon)^{3} + (+ \Upsilon)^{3}] + [(- \Theta)^{3}$
+ $(- \Theta)^{3} + (- B)^{4} + (\omega \dot{\alpha}_{0})^{3} + (- \Upsilon)^{3}] = [\omega \dot{\alpha}_{0} + \Psi + \Psi + \Psi + (- \Psi)^{3}] + (- \Theta)^{3} + (- \Theta)^$

۲ ـ حساب مجموع مربع انحراف متوسط المجموعات عن المتوسط العام (التباین الکبیر) = 0 + (T + 0) + 0 (صفر) + 0 + (T + 0) + 0 (صفر + $0 \times 0 \times 0$ + $0 \times 0 \times 0$ + $0 \times 0 \times 0$) = $0 \times 0 \times 0 \times 0$ صفر + $0 \times 0 \times 0 \times 0$ + $0 \times 0 \times 0 \times 0$ صفر + $0 \times 0 \times 0 \times 0 \times 0$

٤ - حساب درجة الجدية كما يلي:

أ-حساب درجة حرية التباين الكبير بين المجموعات = ٣ - ١ = ٢.

+ 1 - 0 = 0 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 - 0 - 1 -

جـ حساب درجة الحرية الكلية = ١٥ - ١ = ١٤.

ه - حساب قيمة ونسبة ف، كما يلى:

أ حساب التباين الكبير = ١٠٠٠ أ

ب ـ حساب التباين الصغير = ١٠٠ = ٥٠٤

حـ قيمة حساب نسبة ف عيشة ع ١٠

٣ ـ حساب الدلالة = بالكشف في جدول قيم (ت) نجد أن قيمة (ت)
 المستخرجة من المثال لها دلالة عند مستوى ١٠,٠١

خامساً المقارنة الزوجية

بين المتوسطات في تحليل التباين

قدم توكي Tukey اختباراً سماه Hsd اختباراً له: Yukey قدم توكي significant test وذلك للمقارنة بين كل متوسطين وللكشف عن الدلالية بينهما. ويكون الفرق دالاً بين المتوسطين إذا كان الفرق بين المتوسطين مساوياً أو يزيد عن قيمة Hsd والتي تحسب عن طريق المعادلة الآتية:

الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات من خلال التباين داخل المجموعات أو:

حيث ق = العدد في أحد المجموعات.

١ - في العثال الأخير السابق حله (التمرين الثاني) كانت قيمة التباين
 داخل المجموعات (التباين الصغير) ٤,٥ والعدد في كل مجموعة ٥.
 وبذلك تكون قيمة:

$$Y, \cdot Y = \underbrace{\xi, \cdot o} = \underbrace{Y \cdot \underline{Y \circ}}_{o} = \underbrace{\frac{Y \cdot \underline{Y \circ}}_{o}} = \underbrace{HSD}_{o}$$

 ٣ .. نقوم بعد ذلك بضرب قيمة Hsd (٢,٠١) السابقة في كل قيمة من قيم وت، السابقة عند مستويات الدلالة الثلاثة وهي:

آ ـ ضرب قیمهٔ Hsd ني قیمهٔ وت عند ۲,۱۲ × ۲,۰۱ = ۴,۲۹۱ = + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . + . +

غ ـ نقوم بعد ذلك بحساب الفروق بين المتوسطات الثلاثة وهي:

أ ـ الفرق بين متوسط المجموعة أ والمجموعة ب = ١٠ = ٧ = ٠٣.

ب _ الفرق بين متوسط المجموعة أ والمجموعة جـ = ١٠ - ٤ = ٦٠.

جـ _ الفرق بين متوسط المجموعة ب والمجموعة جـ = ٧ - ٤ = ٣.

جـ هناك فرق دال عند مستوى ۰,۰۱ بين متوسط أ ومتوسط جـ Runyon. fundamentals of behavioral statistics, second)

(édition, addison Wesley London, 1973, p. 223,

ريذكر مؤلف الكتاب السابق أن أدوارد Edwards في كتابه: Statistical methods for Behaviorls Sciences, New York 1968.

قد قام بتقديم عرض لاختبار بارتلت Bartlet عن تجانس التباينات.

⁽ه) وكذلك بضرب قيمة HSD في قيمة وث: عند مستوى ٢٠٠١ = ٢٠٩٢ = ٢٠٩٩. ٥.

١ ـ النخطأ المعياري = ١ التباين داخل المجموعات

٢ ـ تحسب الفجوة الدالة = قيمة الخطأ المعياري في رقمين ثابتين هما
 ١,٩٦ ، ١,٤١

٣- إذا كانت قيمة أحد الفروق بين متوسطات المجموعات (كما في ٤ السابقة) مساوياً أو يزيد عن الفجوة الدالة كان الفرق بين هذين المتوسطين دالاً.

धिए

المقاييس اللابارامترية Non-parametric Measurement

مقدمة: من المعروف أننا نستخدم اختبار وت T. test لمعرفة الفروق بين متوسط مجموعتين وذلك إذا كان التوزيع اعتدالياً. أما إذا كان عدد العينة صغيراً والتوزيع غير اعتدالي Non-parametric فإن استخدام الأساليب البارامترية (اختبار وت والمتوسطات) يصبح مضللاً. ولذلك فإن الأساليب اللابارامترية هي التي تمكننا في هذه الحالة من المقارنة بين العينات التي على هذا النحو، وحساب الفروف الذالة بينها، وذلك دون افتراض اعتدالية التوزيع في العينات الأصلية Populations ويطلق على هذه الأساليب: الأساليب اللابارامترية أو الأساليب المستقلة التوزيع الساسية مثل: اختبار الوسيط واختبار مجموع الرتب وسنركز هنا على اختبار الوسيط والذي يستخدم الوسيط واختبار مجموع الرتب وسنركز هنا على اختبار الوسيط والذي يستخدم في المجموعات المستقلة مثل ريف حضر، أو ذكور إناث ، وعلى اختيار مجموع الرتب أيضاً.

(۱) اختبار الوسيط The Median test

مثال: أراد باحث نفسي إكلينيكي اختبار أثر أحد الأدوية المهدءة على رعشة اليد، فأعطى الدواء لـ 18 أربعة عشر مريضاً نفسياً (مجموعة تجريبية) ثم اختار ١٨ ثمانية عشر مريضاً متساويين مع المرضى الذين أعطوا الدواء في

السن والجنس وأعطوا دواءاً آخر مضراً لليد واعتبرت هذه المجموعة ضابطة (مجموعة ضابطة).

ولقد تم قياس الرعشة باختبار ثبات اليد. ويتضع فيما يلي درجات المجموعتين.

المجموعة العبابط	مجموعه التجريبية (٥ = ١١)
£۸	94
97	7*4
77	77
44	K.A.
had	£Y
ŧ٥	øA
٥٩	£ £
۳٥	44
٥٨	04
£ Y	***
٧.	£ Y
٧١	£ ٣
70	£ 7
£7	٤٦
00	
71	
44	
۰۳	

وخطوات حساب الدلالة بين درجات المجموعتين في العثال السابق باهنتخدام اختبار الوسيط كما يأتى:

۱ - اعتبار المجموعتين مجموعة واحدة وليس بينهما فرق (الفرض الصفرى).

٢ - ترتيب درجات المجموعتين ترتيباً تنازلياً أو تصاعدياً.

٣ ـ تحديد الوسيط على أساس أنه القيمة الوسطى، بحيث أن عدد القيم التي قبله تساوي عدد القيم التي بعده، وفي حالة وجود أكثر من قيمتين وسيطتين يتم جمعهما وأخذ متوسطهما. والوسيط في مثالنا هذا يساوي ٥ , ١٩ .

٤ - يتم حساب انحراف الدرجة في كل مجموعة على حدة عن الوسيط ويوضع علامة (+) أمام الدرجة إذا كانت تنحرف انحرافاً مواباً عن الوسيط، وعلامة (-) أمام الدرجة إذا كانت تنحرف انحرافاً سالباً عن الموسيط كما يلي:

عة الضابطة	المجمو	المجموعسة التجريبية			
۱۸ =	٥	11	د =		
(العلامة)	(القيمة)	(العلامة)	(القيمة)		
<u>-</u>	٤٨	+	94		
++	70	-	74		
+	77	+	74		
-	4.7	_	**		
w	۳٦	-	٤٧		
-	٤٥	+	٥٨		
+	٥٩	***	££		
+	۳۵	_	44		
+	٥٨	♣	٥٩		
_	٤Y	-	4.4		
+	٧٠		£ Y		
+	٧١	_	£ 7 "		
+	70	Pia.	ደግ		
_	£ %	-	23		
+	٥٥				
+	71				
+	77				
+	٥٣				

ه - إذا وجد أن قيمة من القيم تكون مساوية للوسيط فإن معنى ذلك أن الفرق بينها وبينه ستكون مساوية للصفر، وبما أن هذه القيمة أي الصفر لا يمكن أن تصنف في فئة + أو - فيتم شطبها من القيم.

٦ ـ يتم بعد ذلك تحديد عدد العلامات السالبة وعدد العلامات الموجبة
 في كل مجموعة وهي كما يلي في المثال السابق:

المجموعة	+	~
(١) النجريبية	į	١.
(٢) الضابطة	14	٦

٧ ـ يعد جدول آخر ٢ × ٢ يحدد فيه عدد العلامات الموجبة في كل مجموعة وفي مجموعة وفي المجموعتين، وعدد العلامات السالبة في كل مجموعة وفي المجموعتين وذلك على النحو الآتي:

مجموهات بجد	.	أعلى من الموسيط	أقل من الوسيط	المجموعات عادة
		+	B#-	
(ا + ب)) (\/	لا (ب) ۱۲ (ب)	(e) 1.	(٢) ضايطة
(أ×ب×ج×د)	Y Y	١٦	17	4
	(ا+ب+جـ+د)	(پ+د)	(أ + حــ)	مجموعات مجد

٨ ـ و بعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي :

ن = عند أفراد المجموعة الكلية (٣٢).

| = أي أن الفرق بين القيم التي تكون بين هذين العمودين لا بدأن تكون موجبة .

أ د = حاصل ضرب عدد علامات أ × عدد علامات د .

ب حد = حاصل ضرب عدد علامات × عدد علامات حد.

ا ب = حاصل جمع علامات ا + ب.

حـ + د = حاصل جمع علامات حـ + د .

أ + حد = حاصل جمع علامات أ + حد.

ب + د = حاصل جمع علامات ب + د.

٩ ـ وفي حالة وجبود تكرارات في الجندول أقبل من خمسة تطبيق
 المعادلة المصححة للمعادلة السابقة على النحو الآتى:

حيث أن:

 $\frac{\dot{v}}{V}$ عدد أفراد المجموعة الكلية مقسوماً على ٢.

١٠ ـ ونظراً لوجود أحد التكرارات الأقل من خمسة بالجدول السابق فإنه يتم تطبيق معادلة كا المصححة السابقة وذلك على النحو التالى:

۱۱ ـ يتم بعد ذلك حساب درجمة الحرية = عدد المجموعات - ۱ وتساوى في هذا المثال: = Y - Y = 1

۱۲ ــ وبالكشف عن قيمة كا البلجدول عن مستوى ۰٫۰۱ نجد أنها = ٢٠٫٠٣ وذلك أمام درجة الحرية واحد.

17 ـ وبما أن قيمة كا المستخرجية من مثالنا أقبل من القيمتين الموجودتين بالجدول الفرق غير دال إحصائياً أي أن لا أثر للدواء على رعشة اليد.

يذهب والكر Walker في كتابه Statistical Inference ص ١٠٣ إلى أن كا لا تكون دقيقسة مع اختبسار السوسيط إذا كان عدد العينسة صغيراً في المجموعتين.

مثال أن يكون عدد أفراد العينة أقل من ١٠ ويجب هنــا البحـث عن وسيلة مناسبة.

(٢) اختيار مجموع الرتب

ويستخدم اختبار مجموع الرتب The Sum of Ranks test الختبار الفرق الخاص بأنه لا يوجد فرق دال بين المجموعتين، ويشير ذلك بأنه يتطلب اختبار الخاص بأنه لا يوجد فرق دال بين المجموعتين، ويشير ذلك بأنه يتطلب اختبار في الذنب الواحد (أو الطرف الثاني الذنب الواحد (أو الطرف

الواحد) One-tailed test يعني أن مجموعة أعلى أو منخفضة عن المجموعة الأخرى.

مثال: أراد مدرس أن يكتشف تأثير الواجبات الإضافية في مادة الإنشاء فقسم فصله لقسمين بكل منهما ١٠ عشرة تلاميذ وقد وضع التلاميذ عشوائياً بكل قسم. وقد كانت المجموعة الأولى هي المجموعة التجريبية التي أعطيت واجباً إضافياً، والمجموعة الثانية هي المجموعة الضابطة التي لم تعط واجباً إضافياً. وبعد ثلاثة شهبور طبق اختبار في الموضوع على المجموعتين وكان عدد المجموعة التجريبية كما هو ١٠ عشرة بينما نقص من عدد المجموعة الضابطة أثنين بسبب الغياب والمرض. وفيما يلي درجات المجموعتين ورتبتهما.

الرتب	درجات المجموعة (٢)	المرتب	درجات المجموعة (1)
٨	4 Y	4	£Y
٤	77	10	0٣
Y	4.4.	14	٤٧
13	٥٥	٥	۳۸
1.	££	14	٤٦.
*	40	1 £	۱۵
•	4.4	1.4	77
٧	£×	17	٦.
		11	£o
		٦	44
رع ۱۰	المجمو	موع ۱۲۰	المجا

وقد تم في البداية ترتيب الدرجات ١٨ الثمانية عشر ترتيباً تصاعدياً من الصغير للكبير ثم أعطيت أصغر درجة

الرتبة 1، والتي تليها الرتبة ٢ وهكذا وفي المثال نجد أن الدرجة الصغرى هي ٣٢ ولذا أعطيت الرتبة ١٨. والدرجة الكبرى هي ٣٢ ولذا أعطيت الرتبة ١٨. ثم تم بعد ذلك عزل رتب كل مجموعة على حدة على النحو المبين سابقاً.

و یالاحظان مجموع رتب (۱) + مجموع رتب (۲) تکون مساویة ف<u>ن (ق + ۱)</u> مجموع الرتب هو ۱۲۰ + ۵۱

$$1 \vee 1 = \frac{(1 + 1 \wedge) \cdot 1 \wedge}{7} = 1 \vee 1$$

ويتم حساب قيمة اختيار مجموع الرتب بشطبيق المعادلة الآتية على كل مجموع من مجموع الرتب.

$$Y, YY = \frac{0.}{YY, 0} = \frac{(19) \cdot 1 - 1Y \cdot \times Y}{19 \times A \times 1.} = 1$$
 قيمة اختبار مجر ر ا

$$Y, YY = \frac{a.-}{YY, o} = \frac{(19) A - o1 \times Y}{19 \times A \times 1.} = Y$$
وقیمهٔ اختبار مجسر $Y = Y$

وبالنظر في الجدول الخاص بمستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب، وثنائي الذنب نجد أن قيمة ٢,٢٢ لها دلالة إحصائية عنىد درجة الحسرية ١٦ (١٨ - ٢ = ١٦).

جدول دلالة اختبار واحد أو ثنائي الذنب

مستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب						
.,	٠,٠٠٥		4,.40	٠,٠٥	٠,٠١٠	د. ح
مستوى الدلالة لاختبار ثنائي الذنب						
•,••	*, * 1	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠, ٧٠	
747,719	74,767	۳۱,۸۲۱	14,4.7	٦,٣١٤	۳,۰۷۸	١
41,094	9,970	7,470	٤,٣٠٣	Y, 4 Y+	١,٨٨٦	Y
77,451	۵,۸٤١	٤,٥٤١	4,141	4,404	1,744	۳
۸,٦١٠	٤,٦٠٤	٣,٧٤٧	۲,۷۷٦	۲,۱۳۲	1,044	ŧ
٦,٨٥٩	٤,٠٣٢	4,470	7,071	Y, + 10	1,177	٥
0,209	٣,٧٠٧	4,114	Y, £ £ Y	1,954	1,22.	٦
0,1.0	4, 299	V, 44 V	7,470	٥٩٨,١	1, £10	٧
0,121	4,400	Y,ለ ጓ ٦	7,4.3	۱,۸٦٠	۱,۳۹۷	٨
\$,741	4,400	4,841	7,777	ነ , ለተሞ	١,٣٨٣	٩
1,000	4,144	Y,V11	۲,۲۲۸	1,814	1,474	١.
1,177	4,1+7	4,414	7,711	1,797	1,474	11
\$,414	٣,٠٥٥	۲,٦٨١	7,174	1,784	4,404	14
1771	4,.14	4,70.	Y, 17.	1,771	1,40.	۱۳
٤,\٤٠	7,477	4,772	7,120	1,771	1,420	١٤
٤,٠٧٣	Y,41Y	7,7.7	7,171	1,704	1,481	١٥
٤,٠١٥	4,441	٧,٥٨٣	7,17.	1,727	1,447	17
4,410	4,848	Y,07V	٧,١١٠	Y,V£+	1,444	17

تابع جدول دلالة اختيار واحد أو ثنائي الذنب

مستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب						
1,1110	*,***	٠,٠١	.,.70	٠,٠٥	*, *	د. ح
مستوى الدلالة لاختبار ثنائي الذنب						
٠,٠٠١	1,11	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠, ٧٠	
7,411	Y, AYA	Y,00Y	Y, 1 · 1	1,748	1,77.	١٨
٣,٨٨٣	17,471	4,044	4, . 94	1,749	1,44	14
4,800	۲,۸٤٥	4,044	۲,۰۸٦	1,740	1,440	٧٠
4,414	۲,۸۳۱	4,014	۲,۰۸۰	1,441	1,444	71
4,744	4,414	۲,۵۰۸	٧,٠٧٤	1,717	1,441	**
۳,۷٦٧	٧,٨٠٧	۲,000	Y, • 74	1,711	1,819	74
¥,V\$0	Y, V4Y	4,191	4, 178	1,711	1,514	7£
۳,۷۲٥	7,747	Y, £A0	Y,•3•	1,714	1,417	40
4,4.4	Y,VV4	4,279	Y, + 0%	1,٧٠٦	1,710	77
4,74.	۲,۷۷۱	Y, 2VY	Y,.eY	1,4.4	1,712	77
٣,٦٧٤	۲,۷٦٢	۲,٤٦٧	۲,۰٤٨	1,7.1	1,414	۲A
4,704	Y, Y07	7,277	٧,٠٤٥	1,744	1,411	44
4,757	4,40+	Y, £0V	Y,+£Y	1,747	1,41.	۳٠
4,001	۲,۷۰٤	٧,٤٢٣	۲,۰۲۱	1,788	1,4.4	٤٠
٣, ٤٦٠	۲,۹۹۰	٣,٣٩٠	٧,٠٠٠	1,771	1, 797	٦٠
ም , የ ንዮ	Y,717	4,404	١,٩٨٠	1,701	١, ٢٨٩	14.
4,441	۲,0٧٦	Y,777	1,97.	1,780	1,787	
				<u> </u>	<u></u>	

رابعاً: حساب دلالة النسبة المئوية The Significance of Percentage

تعتمد الكثير من البحوث خاصة التي تنظر ق لمجالات قياس الرأي العام والاتجاهات على النسب المثوية. كما أن كثيراً من النتائج التي يتم عرضها في بعض هذه البحوث لا تكون إلا على صورة نسب متوية لمن أجابوا بنعم على سؤال ما في أحد المجموعات ولمن أجابوا بنعم على نفس السؤال في مجموعة أخرى. أي تكون المقارنة بين النسب المتوية للمذكور والنسب المثوية للإناث فيما يختص بمتغير من المتغيرات. وأحياناً تكون المقارنة داخل المجموعية الواحدة بين من أجساب بنعسم على السؤال الأول في أحد الاستبيانات ومن أجاب بنعم على السؤال الثاني في نفس الاستبيان، ويكون الهذف في البحث معرفة الدلالة بين النسبتين.

وفي حالة المقارنة بين النسب في المجموعتين يكون حساب الدلالة الإحصائية للنسب غير المرتبطة، وفي حالة المقارنة بين النسب داخل المجموعة الواحدة يكون حساب الدلالة الإحصائية للنسب المرتبطة.

أولاً . حساب الدلالة للنسب المثوية غير المرتبطة

ونعرض فيما يلي ثلاثة طرق يختار الباحث من بينها أيسرها له في المخطوات:

مثال: طبق استبيان على مجموعتين أحدهما من المرضي والأخرى من الأسوياء وكان عدد المرضي • ه خمسون، وعدد الأسوياء ١٠٠ مائة. فأجاب عشرون من المرضي بنعم على أحد أسئلة الاستبيان، كما أجاب ٤٠ خمسة وأربعون من الأسوياء بنعم على نفس السؤال. فهل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين من أجابوا بنعم في المجموعتين على هذا السؤال.

١ - الطريقة الأولى: وخطواتها ومعادلاتها كما يلى:

١ نحسب النسبة المئوية لمن أجابوا بنعم في المجموعتين على النحو الآتى:

أ.. النسبة المثوية لمن أجابوا بنعم على السؤال من المرضى:

ب ـ النسبة المتوية لمن أجابوا بنعم على السؤال من الأسوياء:

$$\frac{1}{2}$$
 $\xi \circ = 1 \cdot \cdot \times \frac{\xi \circ}{1 \cdot \cdot \cdot} =$

٢ ـ نحصل على النسبة المثوية ١ (P1) حسب القانون الأتي:

 $\frac{\text{V} \times \text{V}}{\text{V}} = \frac{\text{V} \times \text{V}}{\text{V}} \times \text{V}$

 $(4\pi, \Upsilon = \frac{70\cdot 1}{10\cdot} = \frac{10 \times 1 \cdot 1 + 2 \cdot 1}{10 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{70\cdot 1}{10 \cdot 1} = \frac{70\cdot 1}{10 \cdot 1}$

٣ ـ نحصل على النسبة المثوية ٢ (P2) حسب القانون الآتي:

1++ P2 - النسبة المتوية / (١).

وبتطبيق ذلك على المثال السابق:

(*) ثم تقريب النسبتين المتويتين الأولى من ٣٠,٣ إلى والثانية من ٧٠٥ إلى ٥٥.

$$[\frac{1}{15} + \frac{1}{75}] P1 \times P2$$

وبتطبيق ذلك على المثال السابق.

., . \ + . , . Y × Y () = P1 P2

•, • * * Y * O \$ V = P1 P2

VY, OY V = PI P2

.A,oY = PI P2

هـ يتم بعد ذلك حساب الفرق بين النسبة المثوية أ والنسبة المثوية ب
 و يتطبيق ذلك على المثال السابق أ، ب تكون النتيجة .

الفرق بين النسبتين المثويتين أ، ب من الخطوة (١) = ١٥ - ٤٠ = ٥.

٦ يتم بعد ذلك قسمة الناتج من الفرق بين النسبتين المتويتين (في الخطيوة رقسم ٤) للحصول
 الخطيوة رقسم ٥) علي الناتيج في P1 P2 (الخطيوة رقسم ٤) للحصول
 على النسبة الحرجة (اختصاراً لـ: Critical Ratio) وذلك حسب القانون .

وفي مثالنا السابق نجد أن قيمة 'CR كما يلي :

$$4,77 = \frac{6}{\sqrt{16V}} \approx CR$$

٧ ـ تعتبر النتيجة التي في الخطوة السابقة:

أ ـ دالة عند ٠٠,٠ إذا كانت هذه النتيجة تتراوح بين ٢,٥٦ – ٢,٥٧. ب ـ دالة عند ٢٠,٠ إذا كانت هذه النتيجة مساوية لـ ٢,٥٨ فما فوق.

٢ ـ الطريقة الثانية: وخطواتها كما يلي:

أ_معادلة النسبة الحرجة لدلالة النسبة المثوية:

حيث أ = النسبة الأولى.

حيث ب = النسبة الثانية.

حيث ن ١ = العينة الأولى.

حيث ن ٢ = العينة الثانية.

ب . وحساب النسبة المحرجة من نفس المثال السابق.

وهي غير دالة إحصائياً حسب الخطوة رقم (٧) في الطريقة الأولى. ٣- الطريقة الثالثة: وخطواتها كالأتي:

 $\frac{1}{(24\pi)^2} \frac{1}{(24\pi)^2}

د ـ الفرق بين النسبة الكلية وواحد صحيح = ١ - ٤٣ - ١ = ٠,٥٧

$$\frac{1 \cdot 10 \times 10 + 1}{1 \cdot 10 \times 10} = \frac{1 \cdot 10 \times 10 \times 10}{1 \cdot 10 \times 10}$$

وهي غير دالة حسب الخطوة رقم (٧) في الطريقة الأولى.

تعليق على الطرق الثلاثة: اتفقت في أن النسبة الحرجة غير دالة بصرف النظر عن قيمتها.

استخدام النسبة الحرجة في المقارنة بين درجات فردين.

ويذكر ماكنمار في كتأبه :

Mc nemar, G; Psychological Statstical, New York, Johnwisley & Son 1957, 53-154.

أنه يمكن استخدام النسبة الحرجة (C.R.) للمقارنة بين درجمة فردين (النجم والمنبوذ في الاختبار السوسيومتري مثلاً) باستخدام المعادلة الآتية:

النسبة الحرجة =
$$\frac{cرجة الشخص ا - درجة الشخص ب \sqrt{V} × $\sqrt{V}$$$

حيث ع = الانحراف المعياري للمجموعة التي ينتمي لها أ، ب على الاختبار.

ر = معامل ثبات الاختبار.

٣ ـ رقم ثابت (فردين أ، ب).

ثانياً: حساب الدلالة للنسبة المثوية المرتبطة

كما سبق الإشارة فإنه يمكن حساب دلالة النسب المشوية داخل المجموعة الواحدة بالنسبة لمتغير من المتغيرات.

مثال: أجابت مجموعة من ٢٥٠ من الطلبة على السؤالين الآتيين في أحد الاستبيانات.

س (١): هل تحدث لك حالات من الصداع؟

أجاب ١٥٠ بنعم

وأجاب ١٠٠ بلا.

س (٣) هل تخاف من التواجد في الأماكن المزدحمة؟

أجاب ١٢٥ بنعم.

وأجاب ١٢٥ بلا.

الحل:

١ ـ يتم وضع النتائج للسؤالين في الجدولين التاليين للتبسيط.

الجدول رقم (١)

وقد تم توزيع النتائج الـداخلية في المربعـات من مجـاميع الأعمـدة والصفوف كالأتى:

١ ـ طرح مجموع العمود الأول من مجموع الصف الأول للحصول
 على القيمة الأولى بالصف الأول ١٢٥ - ١٠٠ = ٢٥.

٢ ـ طرح القيمة التي تم الحصول عليها من الخطوة السابقة من مجموع الصف الأول للحصول على من أجابوا بنعم على السؤالين ١٢٥ -- ١٠٠ .

٣ ـ طرح القيمة الناتجة في الخطوة الأولى من مجموع العمود الأول
 للحصول على من أجابوا بلا على السؤال الأول و بلا على السؤال الثاني ١٠٠ - ٧٥ = ٧٥.

٤ ـ طرح القيمة الناتجة في الخطوة الثانية من مجموع العمود الثاني للحصول على من أجابوا بنعم على السؤال الأول وأجابوا بلا على السؤال الثاني ١٥٠ – ١٠٠ = ٥٠

المجدول رقم (٢) ٢ ـ يتم حساب النسبة المئوية للنتائج التي في الجدول رقم (١) كالآتي:

المجموع	نعم	צ	(1) س س (۲) س
% ••	(f) % દ •	۱۰٪ (ب)	نعم
7.0 •	۲۰٪(جـ)	۰۳٪(د)	Y.
X1	25+	7. 2 ·	المجموع

٣- يتم حساب معامل ارتباط فاي Ph C. من الجدول السابق (أنظر في المجزء الخاص بالإحصاء التطبيقي كيفية حساب معامل ارتباط فاي) وقيمة المثال السابق = ١٠,٤١.

٤ - يتم حساب النسب المئوية للإجابات كما يلي:

أ ــ النسبة المثرية (١) لمن أجاب بنعم على السؤال الأول = بـ مل × ٢٥٠ = ٢٠٠٪

ب ـ النسبة المتوية (٢) لمن أجاب بنعم على السؤال الثاني = 100 × 100 = 100 × 100 = 00 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 100 × 10

ه .. يتم عمل تقدير للنسبة بحساب المتوسط للنسبة (١)، (٢) في المخطوة السابقة كالآتي:

متوسط النسبة = ۲۰ + ۵۰ = ۲۱۰ - ۲ = ۵۰ (النسبة أ).

٦ ـ يتم طرح متوسط النسبة من ١٠٠ = ١٠٠ - ٥٥ = ٤٥ (النسبة ب).

٧ سيتم حساب الفرق بين النسبتين (١)، (٢) في الخطوة رقم (٤). =
 ٢٠ - ٠٠ = ٠٠.

٨ ـ تطبق معادلة النسبة المثوية الآتية .

$$(Y) : (Y) : (Y)$$
 الغرق بين النسبتين (1) $(Y) : (Y)$ دلالة النسبة المثوية = $(Y) : (Y) : (Y) : (Y)$ المجموع الكلي (ث)

$$\frac{\cdot, \cdot, \cdot, \cdot, \cdot}{\bullet \cdot \cdot} = \sqrt{\frac{\forall \times \circ \circ \times \circ \cdot}{\forall \times \circ \circ \times \circ \cdot}}$$

الفرق یکون دالاً عند ۰٫۰۵ لو بلغت قیمته من ۱٫۹٦ إلى ۲٫۵۷، ویکون دالاً عند ۰٫۰۱ لو بلغت قیمة ۲٫۵۸ فما فوق.

خامساً التحليل العاملي Factor Analysis

مقدمة: يمكن القول بأن التحليل العاملي يمثل نهاية رحلة المطاف في الإحصاء التي بين أيدينا اليوم، كما يمكن أن يعتبر التحليل العاملي في نفس الوقت قمة التطبيق العملي للمنهج الاستقرائي أي من الجزئيات إلى الكليات.

ويمكن أن نتعقب ذلك المشوار للكشف عن أهداف التحليل العاملي في هذا البداية الدروس الأولى للإحصاء حتى استخدام التحليل العاملي في هذا البجزء من الكتاب. فعند ما يجري الباحث دراسته على عينة من الأفراد يطبق فيها اختباراً لقياس الذكاء أو الشخصية فإنه يحصل على عدد من الدرجات مماثل لحجم عينة بحثه، وهذه الدرجات في ذلك الإطار المبدئي اللذي تكون عليه لا تعثل ولا تعني شيئاً، أي لا يمكن أن يستنتج منها الباحث شيئاً يفيد تساؤلات بحثه أو فروض دراسته لانها لا تمثل إلا جزئيات مستقلة متباعدة عن بعضها البعض. وبإجراء أولى خطوات المعالجات الإحصائية وهي تصنيف تلك الدرجات في جدول تكراري تتبلور وتتكشف حقيقة المنهج الاستقرائي الذي يتضح في أن هذا الكم الهائل من الدرجات والذي قد يبلغ المثات أو الآلاف أو أكثر من ذلك يبذأ في التجمع في عدد قليل من الدرجات في ذلك الجدول التكراري، كما أنه بإجراء مزيد من المعالجات الإحصائية في ذلك الجدول التكراري، كما أنه بإجراء مزيد من المعالجات الإحصائية في ذلك المتوسط أو الوسيط نجد أن قيمة واحدة قد حلت محل مثات أو

آلاف الدرجات. وبهذه الصورة يتبين أن المنهج الاستقرائي يأخم شكل التدرج الهرمي في قاعدة مليئة بدرجات كثيرة (جزئيات) إلى قيمة تقف عليها مجموعة صغيرة من القيم (الكليات).

هذا إذا كان الباحث بصدد متغير واحد أما إذا كان الباحث يدرس أكثر من متغير في وقت واحد لدى مجموعة من الأشخاص فإن الجزئيات التي لديه يتسع حجمها ويكبر. فإذا كانت عينة الدراسة ألف طالب مشلاً ففي حالة المتغير الواحد أي إذا طبق اختباراً للذكاء تكون لديه ألف درجة (١٠٠٠)، أما في حالة وجود متغيرين كأن يطبق اختباراً لقياس المذكاء وآخر لقياس القدرة اللفظية فسيكون لديه درجتين لهذين الاختبارين بالنسبة لكل طالب ويكون المجموع الكلي لعدد درجات الاختبارين بالنسبة للألف طالب هو ألفان من الدرجات. ويزيد هذا العدد إلى ثلاثة آلاف درجة لو أضاف الباحث إلى الاختبارات اختباراً ثالثاً وهكذا. وبحساب العلاقة بين اختبار الذكاء واختبار القدرة اللفظية يحصل الباحث على قيمة واحدة متمثلة في معامل الارتباط، فبدلاً من ألفي درجة كل ألف منها مستقل عن الاخر صار في يد الباحث قيمة واحدة هي معامل الارتباط والتي تكشف عن علاقة المذكاء بالقدرة العددية.

ويتضح مما سبق أنه باستخدام المنهج الاستقرائي تحولت الألفي درجة (جزئيات) إلى معامل ارتباط واحد (كليات). وبالطبع ليس هذا هو نهاية المطاف لأنه بزيادة عدد المتغيرات أو الاختبارات المطبقة على أفراد العينة يزداد عدد معاملات الارتباط والتي يشكل في نهاية الأمر ما يسمى بمصفوفة الارتباط الارتباط والتي يشكل في نهاية الأمر ما يسمى

هدف التحليل العاملي: يهدف التحليل العاملي إلى تحليل مجموعة من معاملات الارتباط إلى عدد أقبل من العوامل. قمشلاً إذا كان لدينا

معاملات ارتباط لستة اختبارات فمعنى ذلك أننا لدينا ستة متغيرات ترتبط بعضها ببعض ويبلغ مجموع هذه الارتباطات ١٥ خمسة عشر معامل ارتباط وذلك باستخدام القانون الآتي:

 $\frac{\dot{v} \times \dot{v} - 1}{v}$ (حيث $\dot{v} = \text{atc ill}$ الاختبارات).

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد النتيجة =

10 = T; = 1 - 7 × 7

وفي التحليل نماول رد هذه الارتباطات إلى عدد أقل من العوامل والتي تكون عادة ثلاثية عوامل أو عاملين على أكثر تقدير وذلك في حالة المشال السابق أيضاً وذلك على أساس أن كل اختبارين أو ثلاثية يمثلون عاملاً واحداً. ويوضح كلامنا السابق المثال الآتي:

وإذا طبقنا ٢٤ اثنين وأربعين اختباراً على ماثنين من الأفراد فإنه سيكون لدينا ٨٤٠٠ (٢٠ × ٢٠٠) ثمانية آلاف وأربعمائة درجة. ودرجات الأفراد هذه اختصارها إلى ٧٨٠ معامل ارتباط حسب المعادلة السابقة.

المعاملات تحليلاً عملياً فإننا نصل أربعة عشر عاملاً حيث يتفق العامليون أن كل ثلاثة اختبارات تمثل عاملاً واحد فيكون في مثالنا آياً = ١٤ تقريباً.

مثال تطبيقي:

ممكن أن نأخذ مجال الاختيار المهني كمثال للإجراءات التي تسبق استخدام التحليل العاملي ويستفاد بها في البحوث استفادة تطبيقية وذلك على النحو الآتي:

١ .. تبدأ الدراسة المعاملية لقدرة من القدرات المتطلبة في اختيار العمال

لمهنة من المهن بعدة فروض يتضمن كل فرض من هذه الفروض ناحية معينة من نواحي تلك القدرة (كالقدرة الحركية مثلاً تتضمن نواحي مثل: مهارة الأصابع مهارة اليد زمن الرجع . . . إلخ) . والتي كشف تحليل العمل Job Analysis لهذه الوظيفة أو المهنة أنه متطلب للقيام بواجباتها .

٢ ـ بعد ذلك يتم تحديد الاختبارات اللازمة لقياس تلك النواحي من نواحي القدرة ويكون ذلك بتمثيل كل ناحية بثلاثة اختبارات. فالقدرة العددية لا بدأن يمثلها ثلاثة اختبارات مثل الجمع والضرب. . . إلخ. ونتاثج التحليل هي التي ستحدد أكثر الاختبارات تشبعاً بهذه القدرة .

٣ ـ بعد تقنين الأدوات السابقة بإعداد التعليمات والزمن والشبات والصدق الخاص بها يتم تطبيقها على عينة من الأفراد لا يقبل عددهم عن مائتين وذلك لكي نصل إلى عوامل لها دلالة كها يذهب المتخصصون. ولكن من المعتقد أن هذا الشرط لا يمكن الوفاء به وخاصة عند دراسة بعض الظواهر المرضية كما أنه من ناحية أخرى يمكن للباحث أخذ عينات تتمشى مع ظروقه وإمكانياته من حيث العدد وعليه بعد ذلك التأكد من دلالة الارتباطات المستخرجة.

٤ ـ تطبيق الاختبارات على العينة ثم يتم إيجاد معاملات الارتباط بين بعضها البعض فلو فرض أننا لدينا ٦ ست اختبارات طبقت على ثلاث أفراد على النحو الآتى:

(7)	(*)	(1)	(٣)	(Y)	(1)	ق
مفردات	معلومات	رجع	لفظي	عددي	ذاكرة	
3	ŧ	۲	ŧ	£	4	1
٣	٣	1	¢	۳	٣	Y
٥	٥	۲	٣	۲	*	۳

فإننا نحصل على معاملات الارتباط الآتية:

أولاً: معاملات الارتباط بين ٢٠١ ثم ١، ٣ ثم ١، ٤ ثم ٢، ٥ ثم ٢، ١. ثانياً: معاملات الارتباط بين ٢، ٣ ثم ٢، ٤ ثم ٢، ٥ ثم ٢، ٢.

ثالثاً: معاملات الارتباط بين ٣، ٤ ثم ٣، ٥ ثم ٣، ٣.

رابعاً: معاملات الارتباط بين ٤، ٥ ثم ٤، ٦.

خامساً: معاملات الارتباط بين ٥، ٦.

وتمثل معاملات الارتباط السابقة مصفوفة الارتباط الأولى والتي يتم من خلالها الحصول على العوامل المختلفة .

ه . إن أبسط الاختبارات ما كان مشبعاً بعامل واحد وأعقدها ما كان مشبعاً بأكثر من عامل، ولما كان التحليل العاملي يهدف إلى فصل العوامل فإن الاختبارات المعقدة تعوق عملية الفصل وتعوق أيضاً عملية تدوير المحاور.

نظرية العاملين في التحليل العاملي (*)

١ - نبعت بذور التحليل العاملي من بحوث وتجارب سبيرمان عام ١٩٠٤
 حيث قام بحساب الارتباطات بين الاختبارات وانتهى منها إلى المتيجتين :

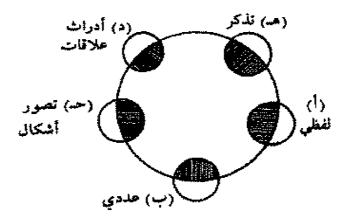
أ ـ وجود عامل عام يدخل في جميع العمليات العقلية ويرمز له بالرمز "g" اختصاراً لـ : General Factor .

ب ـ وجود عامل خاص تختلف فيه كل عملية عن الأخرى ويرمـز له بالرمز "S" اختصـاراً لـ : Specific Factor .

ولقد سمى سبيرمان نظريته بنظرية ذات العاملين Two Factor" "Two Factor" ويبين الشكل التالى هذا الكلام (4).

⁽ه) أنظر بالتفصيل: د. سيد محمد حيري ـ الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ـ النهضة العربية ـ ١٩٧٠.

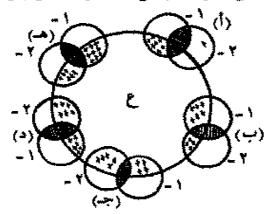
شكل يبين نظرية العاملين لسبيرمان



فنجد في الشكل السابق أن مجموعة القدرات: (أ) اللفظي، (ب) العندي، (جم) تصور الأشكال، (د) إدراك علاقات، (هم) تذكر، تشترك جميعاً في وجود عامل (ع) يربط بينها وبين بعضها البعض (يصور ذلك في الشكل الجزء داخل الدائرة). كما أن كل قدرة من هذه القدرات تختلف في جانب منها عن باقي القدرات (يصور ذلك في الشكل أجزاء الدوائر الصغيرة خارج الدائرة الكبيرة).

٧ - وفسي عام ١٩٠٩ قام سيرل بيرت Cyril Burt بإعدادة ما أجراه سبيرمان من تجارب في محاولة منه لاختبار ما توصل إليه فوجد أن معالجته الإحصائية والتي تمخضت عنها الكثير من معاملات الارتباط يعكس أن ما استخدمه من اختبارات يظهر على هيئة مجموعات يربط بين كل مجموعة عوامل مشتركة بين المجموعة الواحدة بالإضافة إلى العامل العام المشترك بين جميع الاختبارات. كما في الشكل الأتي:

شكل يبين العوامل المشتركة لدى بيرت



ويتضح من الشكل السابق أن بين كل مجموعة من مجموعات الاختبارات أ، ب، ج، د، هـ توجد عوامل مشتركة بينها وبين بعضها البعض بالإضافة إلى وجود عامل عام يربط بين الاختبارات (٢،١) جميعاً في (٤).

٣ ـ و بعد ذلك جاء ثرستون صاحب الطريقة المركزية فذهب إلى أن العمليات العقلية تنقسم إلى مجموعة من العوامل المستقلمة، واستبعد في بادىء أمره وجود عامل عام إلا أنه عاد واعترف بوجوده.

(۱) طريقة الجمع البسيط Simple Summation M.

١ - صاحب هذه الطريقة من طرق التحليل العاملي عالم النفس المعروف سيرل بيرت. ويذهب إلى أنه بعد الحصول على معاملات الارتباط بين الاختبارات المختلفة يتم معرفة تشبيع Saturation هذه الاختبارات بالعامل العام وذلك على النحو الآتي:

 ⁽a) أنظر المرجع السابق أيضاً.

$$(\xi \cdot 1)$$
 $(T \cdot 1)$ $(T \cdot 1)$ $(1 \cdot 1)$ $(\xi \cdot T)$ $(T \cdot T)$ $(T \cdot T)$ $(T \cdot T)$ $(T \cdot T)$ $(\xi \cdot T)$ $(T \cdot$

١ - والخطوة السابقة تمثل تكوين مصفوفة الارتباط الأولى.

٢ - والخطوة الثانية تتمثل في جمع الصفوف على النحو الآتي:
 مجموع العمود الأول = ١٠١ + ١٠٣ + ١٠٣ + ١٠٢
 مجموع العمود الثاني = ٢٠١ + ٢٠٣ + ٢٠٣ + ٢٠٤
 مجموع العمود الثالث = ٣٠١ + ٣٠٣ + ٣٠٢ + ٣٠٤
 مجموع العمود الرابع = ٤٠١ + ٣٠٢ + ٣٠٢ + ٤٠٤

٣ ـ والخطوة الثالثة تتمثل أيضاً في جمع مجموع الأعمدة ويكون ذلك
 على النحو الآتي :

مجد العمود الأول + مجد العمود الثاني + مجد العمود الثالث = العمود الرابع .

٤ - بعد ذلك يتم إيجاد الجدر التربيعي لمجموع الأعمدة المستخرج
 من الخطوة رقم ٣.

هـ وتتمثل الخطوة الأخيرة في قسمة مجموع كل عمود على الجدار التربيعي ويكون خارج القسمة هو تشبع كل اختبار بالعامل العام. ويجب أن يكون مجموع التشبعات بالعامل العام مساوياً لقيمة الجذر التربيعي.

مثال:

فيما يلي مصفوفة الارتباط الأولى بين مجموع مكونة من ستة اختبارات تمثل مجموعة من القدرات.

وجدول مصفوفة الارتباط الأولىء

(7)	(°)	(\$)	(٣)	(Y)	(1)	
متشابهات	قهم	مفردات	ذاكرة	عددي	لفظي	
٠,٦٥	٠,١٥	٠,٥٩	., **	* , 14"	(,%)	١
.,.4	٠,٠٠٠	٠,٠٥	٠, ٤٥	(,1.)	, ۱۳	Y
+, 11	۲۵, ۰	*,16	(,07)	, £ 0	, ۲۲	٣
٠,٧١	1,14	(,V\)	, 11	, • •	, 04	٤
٠, ٢٢	(,,,,	, ۱۲	۲۵,	٠٢,	/ o	•
(,٧١)	, 44	,٧١	, 11	, • ٩	٥٢,	7

1 .. ويلاحظ أن مصفوفة الارتباط السابقة لكي تكون صالحة لعمل المعالجات الإحصائية الخاصة بالتحليل العاملي عليها فلا بد من إكمالها وذلك بوضع الارتباطات الموجودة في الصف الأول في العمود الأول على النحو الآتي: معامل الارتباط بين ١، ٢ يوضع في العمود في مكان ٢، ١ ومعامل الارتباط بين ١، ٣ يوضع في العمود في مكان ١، ١ وهكذا باقي العمود ثم العمود الثاني . . . إلخ .

۲ - كما أنه بالإضافة إلى ذلك نجد أن الخلية القطرية Diagonal وهي معامل الارتباط بين الاختبار ونفسه (۱، ۱ - ۲، ۲ - ۳، ۳ - ۲، ۲ - ۵، ۵ - ۲) قد تركت خالية. ويرى بيرت Burt مسلأ هذه الخسلايا بعاملات تقديرية، أما ثرستون Thurstone فيرى ملأ هذه الخلايا بأكبر معامل ارتباط في الصف أو في العمود.

١ ـ وفيما يلي مصفوفة الارتباط السابقة نجد استكمالها ووضع
 معاملات الخلية القطرية حسب طريقة ثرستون لسهولتها عن طريقة بيرت.

مجہ ر = ۱۳,٤۱ ثم يعصب \ مجـ ر = \ ۱۳,٤١ = ۱۳,٦٦ ع ٣,٦٦.

التشبع بالعامل العام = 10. • 10. • 10. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. • 17. •

التشيع	الاختبار	رقم الاختبار
• , 40	لفظي	\
•, • ٢	عددي	٣
. , o.T.	حسايي	٣
٠,٦٣	مفردات	ŧ
*,71	سلاسل أعداد	٥
٠,٦٨	متشابهات	٠,

ويلاحظان مجموع تشبعت العامل العام = ٢٥,٠٠ + ٢٥,٠٠ + ٢٥,٠٠ + ٣٠,٦٠ + ٣٠,٦٠ وهو نفس قيمة الجذر التربيعي.

٢ ـ وفيما يلي الجدول النظري القائم على أساس تشبعات العامل
 الأول.

وجدول نظري قائم على أساس تشبعات العامل الأولى

(*, \lambda) (*, \lambda) (*, \lambda) (*, \lambda) (*, \lambda) (*, \lambda)

ويتم أعداد الجدول النظري السابق كما يلي:

أ .. يتم ضرب التشبع على الاختبار الأول في نفسه ويوضع الناتج بين قوسين مكان الخلية القطرية (بين ١٠١) ثم يتم ضرب تشبع نفس الاختبار في تشبع الاختبار الثاني (٠,٠٠ × ٠,٠٥) ويوضع الناتج (٠,٣٤) في ٢،١ وهكذا باقي الاختبارات.

ب سيتم ضرب تشبع الاختبار الثاني في نفسه أيضاً (٠,٥٢×٠,٠١) و يوضع الناتج بين قوسين في مكان الخلية القطرية (بين ٢، ٢) ثم يتم ضرب لشبع نفس الاختبار في تشبع نفس الاختبار الثالث (٥٠,٥٠× ٥٠,٥٠) ويوضم الناتج (٢٩, ١) في ٢، ٣ وهكذا باقى الاختبارات.

جـ ـ يتم تكرار الخطوة السابقة بالنسبة لباقي تشبعات الاختبارات.

د .. يتم وضع الارتباطات التي في الصفوف في الأعمدة كما في الخطوة الأولى في مصفوفة الارتباط الأولى. ٣-وبعد ذلك يتم طرح الجدول النظري من جدول مصفوفة الارتباط الأولى. وذلك بطرح الارتباطات الموجودة في الصف الأول في الجدول النظري من الارتباطات المقابلة لها في الصف الأول من مصفوفة الارتباط الأولى. وهكذا الصف الثاني ثم الصف الثالث. . . إلخ.

وفيما يلي جدول البواقي الناتج من طرح الجدول النظري من مصفوفة - الارتباط الأولى.

3	٥	ź	٣	¥	1	
٠, ٢١	٠, ٢٠ ـ	٠,١٨	٠, ١٤	*,Y1=	(*, ***)	1
٠, ٢٣ -	+, 14	· , YY	٠,١٦	(*,44)	• , * 1 =	*
٠, ٧٧	., **	•, *1 =	(·, Yo)	11,15	1,15-	٣
٠, ۲۸	٠,٢٦	(17(1)	٠,٢١ ـ	• , Y V =	٠,١٨	ŧ
٠,١٩_	(+,YA)	· , 77 ~	٠, ٢٢	٠, ۲٩	·, Yo =	٥
(*,Y#)	1,14-	٠, ۲۸	• , YV =	٠,٢٦	٠, ٢١	٦

«جدول البواقي الناتج من طرح الجدول النظري من مصفوفة الارتباط
 الأولى».

٤ ... وبعد ذلك يتم ترتيب جدول البواقي السابق بحيث يتم وضع الاختبارات ذات البواقي الموجبة الإشارة بجوار بعضها والاختبارات ذات البواقي السالبة الإشارة بجوار بعضها ، وذلك كما يتضح في الجدول الآتي :

ø	٣	٧ .	٦	£	1	
· , Yo _	.,11-	۰, ۲۱	٠,٢١	٠,١٨	•, **	1
		• , YA • , YN		٠,٣١	۰٫۱۸	٤
• • • • • =	٠,٢٧ ـ	٠, ٢٦ ـ	٠,٢٥	٠, ٢٨	•, * 1	٦
٠, ٢٨	٠,١٦	٠,٣٣	٠,٢٦_	· , YA _	·, ۲۱_	¥
• , **	٠, ٢٥	٠,١٦	٠, ٧٧_	* 1 Y 1 =	.,18=	٣
٠, ۲۳	•, 41	٠, ۲۲	.,14.	• , ۲۱ • , ۲۲	., 40 -	\$

«جدول ترتيب البواقي حسب الإشارات».

ويلاحظأن جدول ترتيب البواقي قد انقسم إلى أربعة أقسام:

- ١ ـ القسم الأيمن الأعلى وإشاراته موجبة .
- ٢ ـ القسم الأيمن الأسفل وإشاراته سالبة .
- ٣ ـ القسم الأيسر الأعلى وإشاراته سالبة.
- ٤ القسم الأيسر الأسفل وإشاراته موجبة.

كما يلاحظ أيضاً أنه يجمع الصف الأول نجده مساوياً لمجموع العمود الأول. ومجموع الصف أو العمود يساوي صفراً.

ه . وبعد الخطوة السابقة يتم عمل عكس للإشارات حتى يكون القسم الأيمن للجدول السابق (جدول ترتيب البواقي) موجب الإشارة وفي هذه الحالة يتم عكس إشارات القسم الأيمن الأسفل ليكون كله موجباً. ثم يتم أيضاً عكس إشارات القسم الأيسر الأسفل حتى يصير القسم الأيسر كله سالب أيضاً عكس إشارات القسم الأيسر الأسفل حتى يصير القسم الأيسر كله سالب الإشارة. وبإتمام هذه الخطوة يمكن استخراج العامل الطائفي (بإجراء نفس الخطوات التي تمت في مصفوفة الارتباط الأولى واستخراج من خلالها العام) ويصبح شكل الجدول كما يلى:

•	۳	۲	1 7	£	•	
·, Yo	٠,١٤	· , Y \	٠,٣١	٠,١٨	٠,٧٢	1
* , ۲٦	* , Y1 =	٠, ٢٨	٠,٣٨	٠,٣١	٠,١٨	٤
• , 14 =	· , YY _	1,44	٠, ٢٥	٠, ۲۸	., *1	٦
* , YA	******	· , ***	٠, ٢٦	٠,۲٨	٠, ٢١	٧
• , YY	· , Yo _	., 17	٠, ٧٧	٠, ٢١	٠,١٤	٣
٠,٢٣	• , YY	٠, ٧٨	٠,١٩	•, ٧٦	•, 40	0
١, ٤٣	1,Yo_	1,04-	١, ٤٥	1,07	1,77=	ىسىسى مجدس
,.1	= £, Y•	-		1,19	+	

التشبعات = ٢٤٠، ٢٥٠، ١٠،٥٠، ١٠٠٥٠، ١٠٠٠ على النحو الآتي:

التثبيع	الاختبار	*رقم الاختبار
+,£Y	لفظي	1
٠,٥٢	مفردات	ŧ
٠,٥٠	متشابهات	7
٠,0٢_	عددي	*
• , \$7" -	حسابي	Y
٠,٤٨	سلاسل أعداد	٥

^(*) بصرف النظر عن الإشارة.

٦ ـ ويتم توضيح نتيجة التحليل العاملي بطريقة الجمع البسيط على
 النحو الآتى:

القطبي	العامل	التشيع بالعامل	الاختبارات	رقم
	+	العام		14.3
	٠,٤٢	۰, ۳۰	لفظي	٠.١
٠,٥٢		٠,٥٢	عددي	_ Y
1,17		٠,٥٦	حسابي	۳-
	1,07	٠, ٦٣	مفردات	- £
٠,٤٨		٠,٣١	سلاسل أعداد	_0
	۰,۵۰	٠,٦٨	متشابهات	٦,
	1			

٧ - كما يسم عمل التفسير النفسسي للعوامسل من خلال البحسوث والدراسات السابقة التي تناولت هذه الاختبارات بالدراسة ونجد في الجدول الموجود في (٦) أنه نظراً لأن الاختبارات الستة مشبعة تشبعاً كبيراً بالعامل العام وهذه الاختبارات كلها اختبارات معرفية فهناك احتمال كبير بان هذا العامل هو الذكاء العام أو القدرة العقلية العامة. أما العامل القطبي فيبنو أن يقسم بطارية الاختبارات إلى قسمين قسم عوجب وقسم سالب. بتضمن القسم الموجب مجموعة من الاختبارات ذات طبيعة واحدة أي، تقيس وظائف واحدة ومن نفس النوع. ويتضمن القسم السالب مجموعة اخرى من الاختبارات ذات طبيعة محموعة أخرى من الاختبارات ذات طبيعة مختلفة عن الاختبارات السابقة.

تمارين ١ - حلل مصفوف الارتساط الآتية مستخرجاً العامل العام والعامل القطبي:

و	, min	۵		ب	†
٠,٧٠	٠,١٠	., 4.	٠,٣٠	٠,٧٠	
., .	٠,٣٠	٠,٥٠	*, \$ *		
٠,٣٠	٠,٤٠				
٠,١٥					

٢ ـ حلل مصفوفة الارتباط التالية :

٦	٥	·£	۳	Y	1
٠,٦٥	٠,٠٩	.,11	٠,٧١	•, **	
٠,١٥	7.	• , • 5	1,17		
٠,٠٩	.,	٠,١٤			
٠, ٢	٠,٤				
17					

الطريقة المركزية

Centroid Method

تعتبر الطريقة المركزية التي كونها ثرستون (١٩٣٧) من أكثر الطسرق شيوعاً واستخداماً في البحوث كما أنها مبنية على الجمع البسيط، وتتطلب مجهوداً أقل في حسابها وفيما يلي خطوات هذه الطريقة:

أ. خطوات حساب التشبعات المركزية الأولى:

١ .. تقدر الاشتراكيات على أساس أنها تكون مساوية لأعلى معاسل أرتباط للاختبار مع أي متغير آخر في مصفوفة الارتباط بصرف النظير عن الإشارة المصاحبة لأعلى معامل ارتباط في العمود.

٢ ـ جمع كل عمود جمعاً جبرياً مع حذف قيمة الخلايا القطرية ووضعه
 في العمود الأول تحت المصفوفة .

٣ جمع كل صف جمعاً جبرياً مع حلف قيمة الخلية القطرية ووضع المجموع في الصف الأول على يسار المصفوفة ويجب أن يكون هذا المجموع في نهاية كل من الصف والعمود واحداً وهذه وسيلة المراجعة لهذه الخطوة.

١٤ مجموع الاشتراكيات المقدرة لكل متغير على مجموع العمود لهذا المتغير ويوضع في الصف الثاني تحت المصفوفة .

ه ـ يتم جمع الصف السابق للحصول على المجموع الكلي لكل القيم الموجودة في الجدول.

٦ ـ يتم استخراج الجذر التربيعي لهذا المجموع.

٧- يتم قسمة كل قيمة في الصف على الجذر ألتربيعي للحصول على العامل المركزي الأول والذي يتمثل في القيم الناتجة لهذه الخطوة والتي تم وضعها في الصف الأخير.

٨ - كنوع من المراجعة الجزئية ينبغي أن يكون مجموع التشبعات على
 العامل المركزي مساوياً لقيمة الجذر التربيعي.

٩ ـ وفيما يلي مصفوفة الارتباط الأولى وحساب تشبعات العامل المركزي الأول:

والنتائج التي سنستعرضها في خطوات الطريقة المركزية هي نتائج دراسة الماجستير التي قام المؤلف بإعدادها عام ١٩٦٩ وعنوانها:

«دراسة تجريبية للقدرات النفسية الحسركية المتطلبة في مهنة دلفنة الصلب».

ولقد تم في هذه الدراسة إعداد مجموعة من الاختبارات الحركية المقننة والتي أعدت بناء على نتائج تحليل العمل لمهنة الدلفنة بشركة الحديد والصلب بحلوان ثم طبقت على عينة من عمال خط إنتاج الدلفنة (الاسم الشائع الدرفلة) وبعد ذلك أجريت معاملات الارتباط اللازمة بين هذه الارتباطات للتوصل لهدف هذه الدراسة وهو: إعداد مجموعة من الاختبارات الحركية التي تقيس القدرات المتطلبة في هذه المهنة.

```
. 34: 25:24: 24:42:23:
                   , बिर्व देवे वे वे वे वे वे वे विद्या
                                                                                 . 기리리리기하고 하하는 것
                                                                                                      , $ 4 E $
                                                                                                                                                                                                                                                                            A - 1, A
```

وفيما يلي تشبعات الاختبارات على العامل المركزي الأول:

التشيع	الالحتيار	رقم	التشيع	الاختبار	رقم
	نقر متسع زمن رجع عام. تتبع تصویب (۱) تتبع تصویب (۲) تصویب (جهاز) ثبات (ورقة وقلم) ثبات ید تآزر یدین	-4 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1 -	·,·a ·,Υ ·,Υ ·,Υ ·,ο ·,ε ·,ε ·,τ	قوة يدين مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تنبع تمييز تمييز علامات إدراك المحتباري وضع علامات	-
•,17	رأي المشرف	- 17	,	دے دردہ	

ب .. حساب مصفوفة البواقي:

١ ـ يلزم لذلك إعداد جدول للمصفوفة وترقم الأعمدة والصفوف.

٢ ـ توضع كل من التشبعات في العامل الأول (بدون إشارة) فوق الرقم المقابل لكل متغير في العمود وكذلك بالنسبة للصف. وحينما تستخدم تشبعات العامل في حساب البواقي تعتبر كل هذه التشبعات موجبة بصرف النظر عن إشاراتها في مصفوفة العوامل. ويتم ضرب التشبعات بنفس صورة طريقة الجمع البسيط وبهذا يتكون الجدول النظري.

٣- تحسب الارتباطات الباقية بطرح الناتج من تشبعات العامل في العمود والصف بالجدول النظري من العلية المقابلة في مصفوفة الارتباط الأولى ويوضع الناتج في العلية المقابلة في مصفوفة البواقي الجديدة (أي تطرح خلايا الجدول الناتج من حساب تشبعات العامل الأول من خلايات

مصفوفة الارتباط خلية خلية وتوضع في تلمكان لها).

٩ ـ تعتبر القيم المتبقية في الخلايا القطرية مساوية للقيم السابق
 تقديرها لهذه الخلايا مطروحاً منها مربع تشبعات العامل على كل متغير.

ه ـ ينبغي أن يكون حاصل الجمع الجبري لكل عمود أو صف في مصفوفة الارتباط المتبقية مساوياً للصفر (أو قريب منه نتيجة التقريب في العمليات الحسابية) ويتخذ هذا بمثابة مراجعة جزئية لدقة الحساب.

٢ - ويبدأ من هذه المخطوة عملية استخراج التشبعات للعامل التالي بنفس الطريقة السابقة في استخراج تشبعات العامل الأول من مصفوفة الارتباط الأولى فيما عدا أنه من الضروري عكس بعض المتغيرات وإعادة تقدير الاشتراكيات لكل اختبار في كل مصفوفة من مصفوفات البواقي . ينبغي أن يعاد تقدير الاشتراكيات بوضع أعلى معامل ارتباط متبقي في كل عمود بصرف النظر عن إشارة معامل الارتباط الذي استخدم في تقديره . وهده الاشتراكيات المعاد تقديرها لن تستخدم إلا في الخطوة رقم (١١) من القسم التالي (جـ) عند استخراج تشبعات العامل الثالث .

وفيما يلي جدول بواقي العامل الأول.

```
되고 그리 되었다니 수 수 그 이 나는
, 6 45 44 44 5 5 4 6 5 5 6 6 6
                        بر.
في
 7
  =
     . 4 4 7 4 4 6 4 4 7 7 1 1
       . 스스크 : 리크라기티쉬
       그 경우 첫 워워도 작게 다
         . . . . . . . . . . . .
          , ५ मे मे से सी हो न
            . : 도시인다:
             , 기위기수 교
              , 7 기 기 이
                . 하취성
                    긔
```

そ は る ま 若 ま こ て ム ム

وفيما يلي التشبع على العامل المركزي الثاني والمستخرج من بواقي العامل الأول:

التشيع	الاختبار	رقم	التشيع	الاختبار	رقم
۰,۳۹	نقر متسع	e.	٠, ١٨	قوة يدين	٠, ١
٠, ٧٧	زمن رجع عام	- 1 *	* ,	مثابرة عضلية يمنى	۲ - ۲
۰,۳۹	تتبع تصویب (۱)	- 11	*, \$ *	مثابرة عضلية يسرى	-۳
٠, ۲۲	تتبع تصویب (۲)	- 17	٠,١٠	تمييز إدراكي	- 4
. ۵۵ .	تصويب	11"	٠,٣٣	تتبع مميز	
٠,٧١	ثبات	18	·, Yt _	تمييز علامات	٦- ا
٠,٣٦_	ٹبات ید	-10	٠,٧٤	إدراك اختياري	_v
٠,١٠_	تآزر يدين	- 17	., ۲۱	وضع علامات	۸-
٠, ١٣	رأي المشرف	- 17	<u> </u>	_	
:					

جد الانعكاس (عكس الإشارات):

إذا كان أي من مجاميع الأعمدة (مع حذف القيم القطرية) في مصفوفة البواقي سلبياً يكون من الضروري أن نعكس إشارات الصفوف والاعمدة المقابلة له في مصفوفة البواقي ويكون هذا هو الحال عادة في كل مصفوفات البواقي في العوامل المركزية والهدف من عملية الانعكاسات هذه هو جعل المجموع الجبري الكلي لكل القيم الموجودة في الجدول موجبة بقدر الإمكان وينبغي أن يكون ذلك بإتباع الخطوات التالية:

١ ـ تجمع الأعمدة و يوضع حاصل جمعها على يسار صف المجاميع .

٢ ـ يختار العمود الذي به أكبر مجموع سلبي وينقبل مجموع هذا

العمود في الصف التالي مباشرة مع تغيير إشارته إلى موجبة ويرمز لهذا الصف برقم المتغير المنعكس.

٣ـ توضع علامة أمام العمود المنعكس وكذلك فوق الصف المقابل له
 لكى تدل على أن هذا المتغير قد عكس.

٤ - تضاعف قيمة الباقي في الصف المنعكس وبالنسبة للعمود اللذي عكس وتغير إشارته وتجمع هذه القيمة على مجموع العمود ثم يدخل المجموع الجديد في الخلية المقابلة في الصف التالي الذي يرمز إليه برقم العمود ـ المنعكس.

٦- بعد أن نحصل على كل القيم في هذا الصف الجديد بتلك الطريقة تجمع هذه القيم وإذا كان الحساب صحيحاً فإن مجموع هذا الصف ينبغي أن يكون مساوياً لمجموع الصف السابق مضافاً إليه أربعة أضعاف مجموع العمود الذي سبق عكسه. ويجب أن تتأكد من نتيجة هذه المراجعة بالنسبة لكل صف قبل إجراء الانعكاس التالي.

٦ ـ إذا كان مجموع من المجاميع الجديدة للأعمدة سلبياً يختار أعلى
 هذه الأعمدة في المجموع السلبي باعتباره العمود التالي الذي يجب عكسه .

٧ .. تكرر العملية الموجودة في الخطوات من ١ .. ٤ وذلك باستخدام المجاميع المحاميع الأصلية المجاميع المحلة للأعمدة. ومع هذا فإنه لا تعكس إشارات الأعمدة التي سبق عكسها مرة قبل إضافة القيم المضعفة.

٨ ـ إذا حدث أثنياء عملية الانعسكاس أن عكس عمسود ما والصف المقابل له أكثر من مرة في نفس المصفوفة فبالنسبة للانعكاس الأول والثالث (أو أي رقم فردي) ينبغي أن تغير إشارة القيمة المضاعفة قبل أن تضيفها إلى

المجموع المعدل للعمود كما في المخطوة رقم (1) وأما بالنسبة للانعكاس الثاني أو أي رقم زوجي فإن إشارة القيمة المضاعفة تبقى كما هي عند الإضافة.

٩ ـ يظل الاستمرار في عملية الانعكاس حتى تصبح كل مجاميع الأعمدة صفراً أو إيجابية ويتم في كل صف تطبيق المراجعة المذكورة في المخطوة (٥).

 ١٠ يتم تغيير إشارات القيم في مصفوفة الارتباطات أو مصفوفة البواقي كما يلي:

أ ـ تعكس إشارات كل القيم في الصفوف المنعكسة التي ليست في الأعمدة المنعكسة.

ب .. تعكس إشارات كل القيم في الأعمدة المنعكسة التي ليست في الصفوف المنعكسة.

١١ ـ نحصل حينتلو على النشيعات بالنسبة للعامل التالي بالخطوات
 السابقة .

١٢ ـ توضع التشبعات في العمود المخصص لها في مصفوفة تشبعات العوامل المركزية أمام العامل المركزي الثاني.

١٣ .. تجدد إشارات التشبعات المركزية كما يلي:

أ .. تكون إشارة العامل اللذي عكس من واحمدة أو عدداً فردياً من المرات عكس إشارته في العامل السابق.

ب .. تكون إشارة العامل الذي لم يعلكس أو عكس عدداً زوجياً من المرات هي نفس إشارته في العامل السابق.

١٤ - نحصل على مصفوفة البواقي الثانية وما يليها من مصفوفات البواقي بنفس الإجراءات التي استخدمت في الحصول على مصفوفة البواقي الأولى.

10 .. يمكن أن نحصل على مراجعة لصحة تشبعات العامل بإعادة استخراج الارتباطات من تشبعات العامل والفروق بين الارتباط الأصلي والارتباط المعاد استنتاجه ينبغي أن يكون مساوياً للارتباطات المتبقية المقابلة في مصفوفة البواقي الناتجة من استخراج آخر عامل مركزي.

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الثاني وحساب تشبعات العامل المركزي الثالث:

```
그 기미수 하지수 씨 씨 수 는 그 는 게 때 기 6
                               7
 · - : = : 워크 6 씨 : = 레워스 피신
   · 티그 > 4 회: 그 : 4 교 A 리 의 최
                               ÷
     , 게= 기위하 하게 레인지하다 그
                              #
      · 회의 - 취의 = 회의 : 회의 리
                              =
        1 기위기 > 시디디니니니니
                              -
          . 리디스 되그그 되시나 네
           ं च नानाच और सहाउ
             . 그 그 그 그 기 기 의 의 그
              그 세탁되었는 기
                , 의료 기계의리
                  1 작무기하다
                    . 국괴리의
                       , 5 6
                         , 涓
                          4
```

وفيما يلي تشبعات العامل المركزي الثالث المستخرجة من مصفوفة بواقي العامل الثاني.

التثيع	الاختبارات	رقع	التشيع	الاختيارات	رقتم
·, *. ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\ ·, '\	نقر منسع زمن رجع عام تتبع تصویب (۱) تتبع تصویب (۲) تعبویب · تعبویب · ثبات ثبات ثبات ید تآزر یدین رأی المشرف	-9 -11 -14 -17 -18 -10 -17	·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\ ·, \\	قوة اليدين مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تتبع مميز ، تمييز علامات إدراك اختياري وضع علامات	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الثالث وحساب تشبعات العامل الرابع:

```
. 그 그 그 의 의 의 : 그 A 의 리 의 도 전 = =
                                  7
 , 6 4 5 4 6 5 1 2 4 4 4 4 4 6 6 1 5 4
                                 1 13
   . ㅋㅋ하기= 레디티기기하다기=
     · 지수 그 귀심 그 : : 라스 워싱 :
                                ] =
       · - 심신기쉬= = 의기그 : =
                                 :
        그 그 피워 6 그 그 그 네 뭐 2 그
                                 =
          . 그 6 시 디 시 그 테 그 네 기
                                 -
            · 구하: 프로리카리*
              • 귀치귀> = ㅋㅋ귀
                , : 4 = 4 = 4 = 4
                  . 원기되: 3 =
                   1 11 11 4 4 2
                     , 그리커치
                       , 심되지
                           . 3
```

وفيما يلي تشبعات العامل الرابع المركزي والمستخرجة من مصفوفة العامل الثالث.

التشيع	الاغتبار	رقم	التشيع	الاختبار	رقم
٠, ٢٨	. نقر متسع	_4	٠, ١٧	قوة يدين	-١
1,27	ين زمن رجع عام	- 11	.,4	مثابرة عضلية يمنى	_Y
٠,١٣	تتبع تصویب (۱)	-11	1,77	مثابرة عضلية يسرى	٣-
٠,١٨	تنبع تصویب (۲)	- 17	٠,١٦	تمييز إدراكي	£
٠,١٣	تصويب	- 17	+, 44	تتبع مميز	ه ـ
.,	ثبات	-18	·, Yo_	تمييز علامات	-٦
٠,١٥	ثبات يد	- 10	٠,١٤	إدراك اختياري	٠.٧
., ۱۸.	تآزر يدين	- 17	٠,١٧_	وضع علامات	٠.٨
1,17	رأي المشرف	- 17			
	<u> </u>				

وفيما يلي بواقي العامل الرابع وحساب تشبعات العام الخامس:

```
· 되워워워스 디워워싱: 레디드드스>
                              ¥
 + 그 하그 하는 그 기가 되기 그 기고 된
  · 씨리크 커트 리고그 뒤이징티씨드
    나 하나 지수 그 그 그 나는 이 없었다.
      1 - 6 - 4 6 6 5 7 7 4 6 7
                              =
       · 제국 기수 기수 파 : 기신성
         1 法二支证别证司司二州
           · 구국기수 6 위수 위하
            1 4 5 6 1 2 4 2 4
              , 기의 : 하시 뭐 :
               , 의심: 씨: 티
                 1 1117 47
                  . = + 세터
                    , , , , न
                      , ; ;|
```

وفيما يلي العامل المركزي الخامس المستخرج من مصفوفة بواقي العامل الرابع.

التثبيع	الاختيار	رقم	التشيع	الاختبار	رقم
٠, ٢٠	نقر متسع	- 4	·, £0	قوة يدين	-1
1,14	زمن رجع عام.	- 1.	٠,٠٥_	مثابرة عضلية يمنى	_ ¥
٠, ١٩	تبع تصویب (۱)	3.3	٠,١٧	مثابرة عضلية يسرى	۳.,
٠,٠٨.	تبع تصویب (۲)	- 17	٠,٠٠_	تمييز إدراكي	- £
٠,٣٢	تصويب	1 1 *	٠, ٤٠	تتبع مميز	_0
٠,٠٩	ثبات	18	٠,٢٦	تمييز علامات	-7
٠, ٢٠_	ٹہات ید	-10	٠,١٩	إدراك اختياري	V
1,10	تآزر يدين	-17	٠,١٧_	وضع علامات	^
٠,٧١	رأي العشرف	YY		_	

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الخامس وحساب تشبعات العامل السادس.

```
1 3 3 3 4 3 5 3 3 5 7 4 4 4 4 7 7 7 7
                            Z
 , 하기스 A : > 지역기기: 그 > 역:
  . 원교 위원은 의원의의 회사 취임
                           .
     , 하기위하: 4 < 4 위하다 기
                           | =
       . 그 시니스 기수 5 : 기신기
        , . . . . . . . . . . . . . . . . .
            · 리그 : 최종 기식의
             , अबद्ध संबद्ध
               . 212 = 31:
                  , > > = =
                   . 44:
                     . २ न
```

وفيما يلي تشبعات العامل المركزي السادس المستخرجة من بواقى العامل الخامس.

التشيع	الاختبار	رقم	التشبع	الاختبار	رقم
*,1%	نقر منسع	٩	۰,۱۵	قوة اليدين	٠,١
۔ ۲۴ ـ	ر زمن رجع عام	١٠	٠,١٢_	مثابرة عضلية يمنى	Y
.,11.	تتبع تصریب (۱)	-11	٠, ٢٦	مثابرة عضلية يسرى	-٣
٠,٠٨	تتبع تصویب (۲)	~ 17	۰,۳۵	تمييز إدراكي	_£
٠,٠٧	تصويب	- 14	٠,٠٨	تتبع مميز	_0
٠,١٣_	ثبأت	18	۱۱۲	تمييز علامات	٠,٦
٠, ٧٧	ثبات يد	-10	٠,١٨	إدراك اختياري	V
٠,١١-	تآزر يدين	17	1,18	وضع علامات	-^
. ۳۵.	رأي المشرف	- 17		•	
	•]

د .. محكات استخلاص العوامل المركزية:

لمعرفة عدد العوامل التي علينا أن نستخلصها، من مصفوفة الارتباط نقوم بتطبيق المعادلة الآتية لتحديد الحدد الأدنى من العواصل التي يتسم استخلاصاً.

حيث يدل الرمز (م) على عدد العوامل، والرمز (ت) على عدد الاختبارات. والنتيجة في حالة المثال السابق عرض مصفوفة ارتباطه الاختبارات، ومصفوفات بواقية هي أن العوامل التي يتم استخلاصها بناءاً على هذه المعادلة = ١١,٣٠. وفي حالة عدم تمشي تلك النتيجة مع الفروض (وهو ما حدث في هذا المثال) وتسير عليه معظم البحوث هو أن عدد العوامل يجب

ان لا يزيد عن ثلث عدد الاختبارات، أي عدد الاختبارات مقسوماً على ثلاثة.

ويستخدم محك بيرت بانكز Burt-Banks لتحديد الخطأ المعياري للتشبع الصفري فعن طريقه يمكن الوصول إلى عدد التشبعات التي ليس لها دلالة وعندما تصل إلى أكثر من ٥٠٪ من عدد الاختبارات يتم إيقاف استخلاص العوامل ومعادلة المحك هي:

الخطأ المعياري للتشبع الصفري ر =

حيث (ن) عدد الاختبارات، (ت) رقم العامل، (ن) عدد أفسراد العينة.

وإلى جانب المحمك السابق يمكن استخدام محمك مويزر Moiser's والذي يقوم على أساس تفرطع التباين الكلي للعوامل المتنائية بحساب هـ لكل عامل ثم تعثيل العلاقة هـ (مجموع مربع تشبعات الاختبارات على العامل) والعامل المقابل لها فيتم الحصول على خط بياني يأخذ في التفرطح حتى يصبح خطأ مستقيماً.

هـ المعادلة الأساسية للتحليل العاملي:

تنحصر المعادلة الأساسية للتحليل العاملي في قسمة حاصل جمع معامسلات ارتباط الاختبار بالاختبارات الأخرى على الجلر التربيعي للمجموع الكلي لمعاملات الارتباط. والمعادلة كالآتي:

س = درجة تشبع الاختبار بالعامل.

عجه س أخ = مجموع معاملات الارتباط بين الاختبسار وجمسع الاختبارات الأخرى.

عجـ ر ≈ مجموع معاملات الارتباط في الجدول الارتباطي. وفيما يلي مصفوفة البواقي النهائية.

```
¥
 그 국 시계하네뉴 < : 뉴 : 기례 > 기계
                              مبر
غبر
   . 기수 > >| < 수 수 기기 - 기수 기수 기수
     . 이: 그 이 그 그 그 이 이 : 씨 다
                              4
        , . . . . . . . . . . . . . . .
           · 레네뉴 - 네는 하뉴 하
مصفونة اليوائي النهائية
            그 워워워워워워 그 : 히
              사 하신다다다 그그
                . * = 4 11 11 4
                   , 뭐리그 4
                     , अंज़िं
                        . 7
```

وفيما يلي تشبعات العوامل المركزية الست السابقة بعد تغير إشاراتها كما جاء في الخطوة رقم ١٣ (في الجزء جد: الانعكاس). وقد جاء في هذه الخطوة أنه يتم تغير إشارات التبعات المركزية الست السابقة وفقاً لما يلي:

أ.. تكون إشارة العامل اللذي عكس مرة واحدة أو عدد إفرادياً من المرات عكس إشارته في العامل السابق.

ب. تكون إشارة العامل الذي لم يعكس أو عكس عدداً زوجياً من. المرات هي نفس إشارته في العامل السابق.

وجدول التشبعات على العوامل السنة قبل وبعد تغيير الإشارات،

رات	لإشا	نييرا	بعدت	بعات	التشا	رات	لإشار	غيير أ	قبل ت	بعاث	التثم	الاختبارات	رنم
7	٥	£	٣	٧	١	٦,	Q	٤	۴	۲	١	رد حورت	4
١٥			1 3	₩			. 0	14	₩	۱۸	۰٥	قوة اليدين	1
۱۲	۰۰	٤٠	7.	77	γ.	14	• •	٤٠	٧.	₩,	۲.	مثأبرة يمني	۲
77	۱۷	44	Y٨	į.	43	77	١٧	77	۲A	٤٠	77	مثابرة يسرى	۳
70	•	17	77	١.	۷١	٣٥	. •	37	14	١.	٧١	تمييز إدراكي	ŧ
۱۸	٤٠	44	ŧΨ	۳۳	٥٤	•×	٤٠	44	₹V	44	φį	تتبع مميز	ø
۱۲	Y 7.	Υø	٠٨	٧٤	٤١	17	۲٦	Yo	-7	78	٤١	تمييز علامات	٦
۱۸	١٩	١٤	77	41	Yŧ	۱۸	14	ΥĒ	7.	٧٤	71	إدراك اختياري	٧
١٤	۱۷	₩	۱٥	41	۵٦	١٤	۱۷	17	10	٧١	0٦	وضع علامات	٨
۱۸	۲.	Y۸	۳,	74	٤٩	17	۲.	۲۸	۳.	44	٤٩	نقر متسع	4
77	17	٤٦	۱۷	77	۲٧	74	14	٤٦	17	44	۲v	زمن رجع عام	١.
١٤	14	14	71	74	ø٦	14	14	۱۳	71	44	a T	تتبع تصويب واء	11
۰۸	٠٨	17	17	44	٤٧	٠٨	۰۸	귰	۱۷	74	٤٧	تنبع تصویب (۲)	١٢
· v	77	۱۳	77	00	. 4	٠٧	٣٢	14	77	90	٠٩	تصويب	١٣
۱۳	• 3	۰٥	40	41	£ £	14	٠ ٧	. •	Yo	۲١	٤ŧ	ثبات	1.5
77	٧.	۱۵	٤Y	77	١٤	۲۷	٧.	۱٥	£Y	۳٦,	12	ثبات مميز	10
۱۱	10	17	1 \$	۲۰	۰۷	77	10	ᄍ	11	7.	۰۷	تازر يدين	17
70	۲۱	۱۷	77	17	17	70	41	14	77	۲۳	17	رأي المشرف	17
												_	

وفيما يلي جدول حساب قيمة الارتباط الأصلي من البواقي النهائية ومن العوامل المركزية كما جاء في الخطوة ١٥ (من جـ: الانعكاس). وتتلخص هذه الطريقة في أنه لو تمكنا باستخدام البواقي بعد العامل السادس

والتشبعات على العوامل الست من الحصول على قيمة الارتباط الأصابي لدل (الارتباط الذي يقع على يسار الخلية القطرية في مصفوفة الارتباط الأولى) ذلك على دقة خطوات التحليل العاملي، وذلك إذا كان الفرق بين قيمة الارتباط الأصلي والمجموع الناتج بعد إضافة الباقي بالإشارة المعدلة لا دلالة له. وتستلزم عملية حساب قيمة الارتباط الأصلي تغيير إشارة بواقي الاختبارات التي أجرت لها الانعكاس أثناء عملية التحليل ويكون ذلك بأن تظل إشارة التشبعات التي انعكست عدداً زوجياً من المرات كما هي، أما التشبعات التي انعكست عدداً فردياً من المرات فتغير الإشارة الخاصة بها. وبعد ذلك يتم حساب الارتباط الأصلي بضرب تشبع كل اختبارين على وبعد ذلك يتم حساب الارتباط الأصلي بضرب تشبع كل اختبارين على الموامل الستة ثم يضاف هذا الناتج على قيمة البواقي بعد العامل السادس (وهنا قيمة البواقي على يسار المخلية الخلية القطرية في مصفوفة البواقي النهائي والباقي الخاص بالعملية رقم ١٧ هو باقي اختبار ١٧٠١). وبعد ذلك يتم إيجاد الفرق بين هذا الناتج بعد إضافة البواقي إليه وبين قيمة الارتباط الأصلى.

وجدول حساب الارتباط الأصلي من البواقي النهائية؛

القرق		المجمسوع الناتسج بعسد إضافسة الباقي	البواقي	عدد الإنتكابات	الاختبارات	رقم
٠,٠٠٨١	•, •	٠,٠٥٨١	, 1	4	1 . 7	١
, • ١ ٧٣	٠,٤٨٠٠	٠,٤٦٧٧	.,	٨	4.4	۲
٠,٠٠٥٣	٠,١٣٠٠	۰,۱۳۵۳	•, स्प्र	٧	٤ ، ٣	٣
.,	٠,٦٨٠٠	٠,٦٨٢٩	., 17	٥	0 (1	٤
.,	٠,١٦٠٠	•,1777	٠,٨٠٠	٦	۵، ۲	اه
*****	.,,	٠,١٠٨٨	.,	٦	٧،٦	٦
٠,٠٠٣٥	.,10	+,1040	*, • • • •	ŧ	۷،۷	٧
٠,٠٠٠	٠,٣٧٠٠	٠,٣٧٠١	ه و ۱۹۳۰ و ۱	۲	4 14	٨
٠,٠٠٣٠	٠,٤٨٠٠	٠,٤٧٧٠	• , • • • •	١	1.4	٩
٠,٠٠٠ ـ	.,\\.	٠,١٠٩٦	*, • \$ • *	۳	11 611	١.
*,****	., 74	• , ४९५५	٠, ٠٤ ٠٠	£	17 (11	11
٠,٠٠٤١	•,•	1,181.	1,1011	ø	14 . 14	14
٠,٠٠١٨	٠,٠٠٠	٠,٠٥١٨	.,.4	۵	14 - 14	14
• , • • ٣٤	., 14	• , 1748	٠,٠٦٠،	٥	10 :11	١٤
.,	*,5.	.,.014	٠,٠٥٠٠	٧	17:10	۱٥
٠,٠٠٧٤	٠,٠٦٠٠	٠,٠٦٧٤	٠,٠٢٠٠	٧	17 613	12
•,••٣٧	٠,١٨٠٠	۰,۱۸۳۷	.,.£	٥	۱ ،۱۷	۱۷

تدوير المحاور للعوامل المركزية Rotation of Axse

يذهب ثرستون إلى أن العوامل المركزية لا يمكن تفسيرها تفسيراً نفسياً الإ بعد إدارة المحاور بتويل نمط التشبعات إلى التركيب البسيط Structure ويوجه سبيرمان النقد لهذه العملية حيث يقرر إدارة المحاور حتى تحصل على أقصى عدد من التشبعات الصفرية ينتج عنه تقسيم العامل العام إلى عدد من العوامل الصفرية عديمة الدلالة. ويؤيد سيرل بيرت سبيرمان إلا أن ثرستون دحض رأيهم بأن إدارة المحاور توصل لنفس العوامل بتحليل نفس الاختبارات في بطاريات مختلفة وتؤيد دراسات جلفورد وكوكس رأيه هذا.

ويحدد ترستون معايير التركيب البسيط بخمس.

أولاً: لا بدأن يحتوي كل صف في التحليل على تشبع صفري على الأقل (ببساطة الاختبار).

ثانياً: يحتوي كل عمود على عدد من التشبعات الصفرية يعادل عدد العوامل على الأقل (طائفية الاختبار).

ثالثاً: إذا أخذنا أي عمودين من أعمدة التشبعات ينبغي أن يكون بهما عدد من الاختبارات التي تتلاشى تشبعاتها بأحد العاملين فقط دون أن تتلاشى تشبعاتها بالعامل الآخر معادلاً لعدد العوامل على الأقل (الاقتران البسيط).

رابعاً: بالنسبة للدراسات التي تتضمن أربعة عوامل أو أكثر فيجب أن يكون هنساك عدد من المتغيرات ذات تشبعسات صغيرة جداً بأي زوج من العوامل بحيث يمكن إهمالها. خامساً: كما يجب أن يكون هناك أيضاً عدد قليل من المتغيرات مشبعة بتشبعات ذات دالة لأي زوج من العوامل. وهذه المعايير السابقة تنطبق على التدوير الماثل بسهولة أكبر مما يحدث مع التدوير المتعامد.

ويورد كاتل محكات عملية الندوير على النحو الآتي بحيث تصبح كل التشبعات موجبة أو صفرية وهي تدوير المحاور لكي تتفق مع الاكتشافيات السيكولوجية أو الإكلينيكية وذلك بمرور المحاور خلال تجمعات المتغيرات أو الأعراض المعروف وجودها في هذه الاكتشافات، كذلك تدوير المحاور لتتفق مع العوامل السابقة في التحليلات العاملية السابقة، ثم تدويرها لوضعها خلال مراكز التجمعات، كذلك تدوير المحاور لتتفق مع العوامل المتعامدة التي يكشف عنها بالتالي، وأخيراً تدوير المحاور لإنتاج تشبعات تنفق مع التوقعات النفسية العامة.

أ .. التدوير المتعامد للعوامل المركزية:

يجتفظ التدوير المتعامد Orthogonal Rotation بالتعامد القائم بين العوامل الأصلية ويدل على أن معاملات ارتباط العوامل يساوي صفراً وذلك لما يتميز به عن التدوير المائل . Oblique R من استقبلال أي عدم ارتباط المحاور وبساطة تناوله حسابياً وبالرسم البياني . كذلك فإن زواياه ثابتة بين المحاور ولا تختلف باختلاف العينة كما في التدوير المائل .

ب - المعادلة الأساسية لعملية التدوير:

تعتمد المعادلة الأساسية لعملية التندوير على جيب زاوية التندوير وجيب تمامها وذلك حسب أتجاه المحوريين كما يلي:

١- إذا كان التدوير في اتجاه عقرب الساعة Clockwise Rotation تصبيح معادلة التدوير:

ت ١ بالعامل الأول = ت ١ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التدوير + ٢ بالعامل السابقة × جيب زاوية التدوير.

ت ٢ بالعامل الثاني = ت ١ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التدوير.

٢ ـ إذا كان التدوير في عكس عقارب الساعسة Counter Clockwise ٢ ـ الدوير . Rotation

ت ١ بالعامل الأول = ت ١ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التنوير + ت ٢ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير.

ت ٢ بالعامل الثاني ≈ ت ١ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير.

وتتلخص تلك المعادلة في الوضع الآتي وذلك تسهيلاً للعمليات الحسابية:

١ ـ التدوير تجاه عقرب الساعة:

ت خ ۱ ≈ ت ۱ جتا (- ت ۲ جا) ت خ ۲ = ت ۲ جنا (- ت ۱ جا)

٣ ـ التدوير عكس عقرب الساعة:

شخ ۱ = ت ۱ جتا (- ت ۱ جا) ت خ ۲ = ت ۲ جتا (+ ت ۲ جا).

تعليق :

في دراسة لنا عن «القدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنة دلفسة الصلب» أجرينا التدوير المتعامد للعوامل المركزية الست السابقة عرضها

استخدمنا ورق مربعات ملليمترات من النوع الشفاف رسم عليه محوري التدوير ثم قمنا بتجربة استخدامه في استخراج العوامل المدارة على النحو التالي بهدف الوصول إلى طريقة اقتصادية في التدوير من ناحية الوقت:

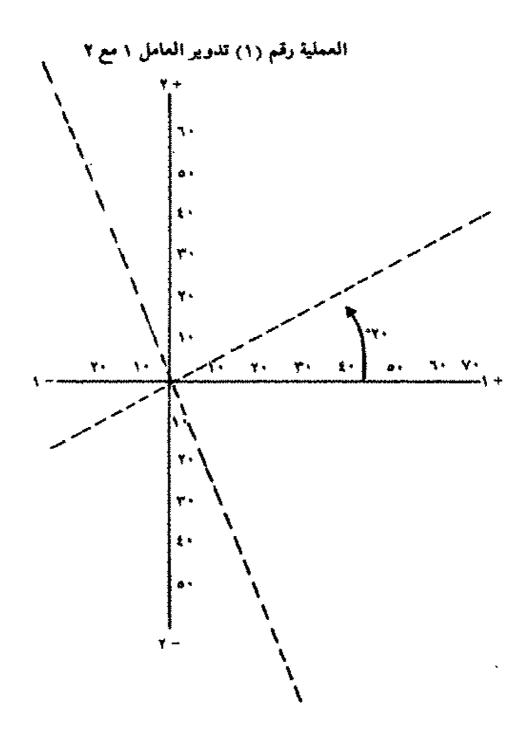
١ ـ يوضع محوري الشفاف على كل من محوري العوامل المركزية
 بعد وضع النقط التي تمثل عامل التدوير في كل عملية.

٢ ـ التأكد من ظهور العلامات التي تمثل الاختبارات على العاملين
 المراد إدارتهما.

٣ ـ إدارة ورق الشفاف بحيث يقع محوري الشفاف على مجموعة من
 النقط لتي تمثل الفرض الذي في ذهن الباحث.

٤ ـ بحسب تشبع العاملين الذي تم تدويرها حسب ظهمور النقط في
 ورق الشفاف بعد إدارة محورها.

وفيما يلي مثالاً بيانياً لعملية التدوير ويعشل ذلك العملية الأولى في تدوير العوامل الست السابقة وذلك بالنسبة للعامل الأول والعامل الثاني أي تدوير ا مع ٢. ويبين الخط المستقيم المتصل المحاور قبل التدوير كما يبين الخط المستقيم المتحاور بعد التدوير عكس اتجاه عقرب الساعة بزاوية قدرها عشرون درجة (٣٠٠).



وبعد إدارة ميحاور العوامل المركزية تدويراً متعامداً بالصورة السابق عرضها تم الوصول للعوامل المتعامدة الست الآتية :

F 1	ŧ .	العامل (‡)				الاختبارات	رقم
صفر	₩	٠٧	44	72	٧	قوة اليدين	- 1
78	• 5	44	17	٤٦	صفر	مثابرة عضلية يمنى	4
44	19	44	19	-70	ميفر	مثابرة عضلية يسرى	-٣
11	٤٤	۰۷	17	17	77	تمييز إدراكي	£
71	٧٦	صفر	صفر	14	40	تتبع مميز	}
19	صفر	īŦ	۲۸	17	24	تمييز علامات	٦
14	4.5	44	۱۳	۰۷	١٧	زمن رجع اختياري	- ٧
77	17	۳,	۰۰	صفر	٥٦	وضع علامات	- ^
34	مفر	٤٨	صفر	77	44	نفر متسع نفر متسع	•
مفر	19	٤٦	***	19	۳٠	زمن رجع عام	-1.
19	۰۰	۰٧	• •	صفر	oį	تتبع تصویب (۱)	-11
صفر	٠٧	37	14	√∨	٤٨	تتبع تصویب (۲)	\ Y
٤٧	14	19	صفر	٤٦	11	تصويب	- 14
صفر	صفر	صفر	17	صفر	۳٥	ثبات	t s
£ £	44	77	41	۲۸	١٦	ثبات اليد	: ;
صفر	٠٧	77	17	٠4	صفر	تآزر يدين	
77	۳۷	14	۲A	īv	صفر	مقياس التقديو	- 17

واتضح من الجدول السابق أن المعايير التي أوردها كاتل عن العوامل المتعامدة تنظبق إلى حد كبير على العوامل المتعامدة السابقة ، ويتم بعد ذلك تفسير العوامل المتعامدة السابقة ، ويعتبر التشبع ٢٠٠ ، فما فوق هو الحد الذي لا يؤخذ دونه في الاعتبار عند التفسير . وفيما يلي العوامل الست ومسمياتها بناء على هذا الحد ، وترتيب الاختبارات حسب تشبعاتها ترتيباً نازلياً .

	١ ـ العامل الأول: زمن الرجع
•, •	١ ـ التمييز الإدراكي
٠,٥٦	۲ ـ وضع علامات
., 07	۳ ـ نقر متسع
٠,٥٤	؛ ـ تتبع تصویب (۱)
٠, ۵٣	ه ـ ثبأت
٠, ٤٨	۹ ـ تتبع تصویت (۲)
•, £ ¥	٧ ـ تمييز علامات
* , 40	٨ ـ تتبع مميز
٠,٣٠	۹ ــ زمن رجع
	٢ ـ العامل الثاني: المثابرة العضلية
٠, ٥٣	١ ـ المثابرة العضلية اليسرى
٠, ٤٦	٢ ـ المثابرة العضلية اليمني
٠, ٤٦	۳ ـ تصویب
•, Y £	۽ _ قوة يدين
	٣ العامل الثالث: قوة الأيدي
• , ٣4	١ قوة يدين
	6 2 W

.,44	۲ ـ ومن رجع
٠,٣١	٣ ـ ثبات يده
+ , YV	٤ ـ مقياس التقدير .
	٤ العامل الرابع: سرعة حركة الأصابح
٠, ٤٨	۱ ـ نفر متسع
٠,٤٦	۲ زمن رجع
٠,٣٠	٣ ـ وضع علامات
بمط	 هـ العامل الخامس: التأزر الحركي البسي
٠,٧٦	۱ ـ تتبع مميز
٠,٥٠	۲ تتبع تصویب (۱)
٠, ٤٤	٣ ــ تمييز إدراكي
٠,۲٧	£ مقياس التقدير
	٦ ـ العامل السادس: ثبات الذراع
٠,٤٧	
, •	۱ ـ تصویب
, 11	۱ ــ تصویب ۲ ــ ٹبات ید

التفسير النفسي للعوامل المتعامدة

يجمع الكثيرون ممن استخدموا التحليل العاملي على أن العوامل التي تنشأ في تجربة من التجارب تكون متعلقة بالاختلافات الواضحة في التعليم والخبرة والوضع الثقافي لعينة التجربة، ليس ذلك فقط بل ذهب ثرستون إلى أن الأعمار المختلفة ـ لأفراد العينة تظهر تشبعات عاملية مختلفة على نفس الاختبارات، كذلك ذهب وودرو إلى أن التندريب يلعب نفس المدور.

ويذهب جلفورد إلى أن العوامل تعتمد على الظروف المحيطة بمصدر البيانات والتي يعتمد عليها التحليل وبعض هذه الظروف يرتبط بطبيعة العينة والبعض الأخر يرتبط بطبيعة الاختبارات ومحتوياتها كمستوى صعوبة الاختبار والذي عادة ما يكون نسبياً بالنسبة للعينة المختبرة، كذلك زمن الاختبار. وعلى هذا وقبل أن نستطرد في مناقشة العوامل المركزية التي استخلصناها وتفسيرها لا بدأن نناقش ذلك في ضوء مواصفات عينة التجربة التي نحن بصددها على اعتبار أن العوامل التي استخلصناها في تجربتنا تعتبر نتيجة للعينة بتلك المواصفات، بحيث أثرت في تركبب العوامل بالشكل التي نتيجة للعينة بتلك المواصفات، بحيث أثرت في تركبب العوامل بالشكل التي تؤثر في نهاية الأمر. وسنتكلم فيما يلي عن بعض هذه المحددات التي تؤثر في العوامل.

١ _ الطبقة :

واول هذه النواحي الطبقة التي ينتمي إليها الشخص في البحث، وقد وجه سبيرمان (١٩٢٧) الأنظار إلى الفروق الجماعية في النماذج العاملية بقوله وثمة أمر هام على تشبع القدرة بالعامل يبدو أنه الطبقة التي ينتمي إليها الشخص في البحث. قد وجد مصطفى سويف فروقاً جوهرية في مستوى الاستجابة بين المصسريين والإنجليز كما أمكنه في تلك الدراسة من استخلاص عامل ثالث جديد، ويتبين لنا ذلك في مثالنا السابق، الأمر الذي لا يمكن إهماله.

٢ ـ العمر:

وثاني هذه النواحي العمر إذ تشير البحوث إلى أن القدرات تصبح فعلاً أكثر تخصصاً كلما تقدم الطفيل في العمر، فبين أطفيال الحضائة تبين أن العامل العام كبير نسبياً والعوامل الطائفية أقل أهمية، وقد تبيئت هذه النتائج في تقنين مقياس وكسلر بلفيو (أثر تغير العمر في النمط العاملي بين الكبار)

فقد متوسط معاملات الارتباط في الاختبارات الداخلية في هذا المقياس بانتظام من مجموعة أعمار التسع سنوات إلى مجموعة أعمار ٢٥ ـ ٢٩ وهي بهذا تنفق مع نتائج الدراسات الآخرى إلا أنه في مجموعة الأعمار ٣٥ ـ ٤٤ ارتفع متوسط معاملات الارتباط إلى ٣١ ، وفي مجموعة ٥٠ ـ ٥٩ ارتفع ثانياً إلى ٣٤ ، وبهذا فقد قدم التحليل دليلاً على الأعمار ٥٠ ـ ٥٩ ارتفع ثانياً إلى ٣٤ ، و، وبهذا فقد قدم التحليل دليلاً على وجود عامل عام يتدخل في اختبارات مجموعة التسع سنوات وفي مجموعة وجود عامل عام يتدخل في اختبارات مجموعة التسع سنوات وفي مجموعة الأساسي وفي بحثنا نجد أن الأعمار تتراوح بين ١٨ ـ ٣٣ عاماً بمتوسط عمر ١٥ ـ ٢٥ وانحراف معياري ٤٤ ، ٤ وبهذا نستطيع أن نرى أن متوسط معاملات الارتباط الذي وصل إلى ٥٠ ، ٥ ينبثق تماماً عن الخصوصية التي يتم الأداء في هذه السنة .

٣ ـ التعليم :

يلعب مستوى التعليم دوراً لا بأس به في التركيب العاملي، فقد كتب طومسون عند مناقشته للتطورات الأخيرة في نظريته الخاصة بالعينات ما يأتي و. . . يمكن ملاحظة قبل عام في التقارير التجريبية ما يؤيد أن البطاريات لا يتسنى شرحها بعدد قليل من العوامل في الكبار كما هو في الأطفال، وقد يكون ذلك بسبب أن تعليم الكبار ومهنتهم قد فرضوا تركيب معيناً على عقولهم لا يوجد لدى الصغار وبعض هذا التركيب فطري دون شك إلا أن أكثره يحتمل أن يكون راجعاً إلى البيئة والتعليم والحياة، وفي بيانات وكسلر بلفيو كانت التغيرات في أنماط العوامل بين الأشخاص الأكبر سناً موازية تماماً للفروق التعليمية بمجموعة الأعمار ٢٧ ـ ٢٩ تبدو أكثر تخصصاً في القدرات كما أبدت نفس هذه الملاحظة المجموعة ذات التعليم الثانوي بينما أبدت المجموعة التي تراوحت أعمارها بين ٢٥ ـ ٤٤ والتي تراوح

مستوى تعليمها بين المرحلة السادسة إلى السنة الأولى من التعليم الثانوي تخصصاً أقل في القدرات وأما المجموعة الأكبر سناً والتي أبدت أقل قدر من التخصص فقد تراوح مستوى تعليمها بين المرحلة الخامسة والثامنة إلا أنه في بحثنا من المحتمل إلى حد كبير ألا يتفق مع وجهة النظر السابقة والتي تتلخص في أنه في كل من العمر المتوسط والذي يوازيه في التعليم مرحلة معينة مناسبة تشير الارتباطات بين أداء أفراد المجموعة على اختبارات إلى تخصص أعلى إذ لم يتفق عمر عينة البحث مع مستوى تعليمها كما في بحوث وكسلر إذا لم يصحب عمر أفراد العينة والذي يتراوح بين ١٨ - ٣٣ ارتفاع في مستوى التعليم وذلك لأن اختيار العينة تم على أساس طبقي عشوائي أي بالنسبة لفئات وظيفية معينة يعمل أفرادها دون غيرهم في خط الإنتاج بمهنة الملفنة كما أن المستوى التعليمي تراوح بين القراءة والكتابة والإعدادية العامة والثانوية العامة والصناعية ومساوى التعليم بهذه الصورة يلعب دوراً له وزنه في العوامل المستخلصة.

٤ .. الخبرة :

والحقيقة أن الخبرة باعتبارها تمثل المدى الذي وصل إليه الفرد من اكتسابه للمهارات المختلفة .. تلعب نفس الدور الذي يلعبه كل من التعليم والجرة فقد وجد بين جماعات الرجال الكبار أن معاملات الارتباط بينب كل اختبارين من ثلاثة اختبارات للمهارة اليدوية دائماً أعلى لذى العمال في الأعمال التكرارية الروتينية عنها بين الكتبة أو العمال المهرة ، إذ بلغ بين العمال العاديين ٤١, وبين الكتبة ٢٠, وبين العمال المهرة ٢٠, وهذا يوضح دور الجرة التي تكتسب أثناء التدريب أو الأداء الواقعي ولقد تراوحت بجبرة العينة في تجربتنا بين منة وسبع سنوات بمتوسط حسابي ٢١, ٥ شهراً وانحراف معياري يعطينا فكرة عن مدى

التشتت في الخبرة بين أفراد العينة والذي يلعب دوره في التنظيم العاملي للاختيارات.

ه ـ التدريب :

وجد وودر و Woodrow كما سبق أن بينا تغيرات ملحوظة في تشبعات الاختبارات بالعوامل بعد تدريب طويل. ولم تكن هذه التغيرات ناتجة عن اعتماد الدرجات على السرعة أو على القدرة العامة بعد التدريب كما كان متوقعاً. وقد حدثت تغيرات معينة في التكوين العاملي لأغلب الاختبارات أثناء التدريب دون أي دليل على زيادة دور السرعة أو القدرة العامة أو وجود عامل عام للتعلم وبالنسبة لعينة البحث فقد قصرت معلوماتنا عن أن تتزود بمعلومات خاصة عن من حصل منهم على برامج تدريبية ومن لم يتدرب وما بمعلومات خاصة عن من حصل منهم على برامج تدريبية ومن لم يتدرب وما العوامل.

المراجع

أولاً: المراجع العربية

- ١ د. السيد محمد خيري الإحصاء في البحسوث النفسية والتربسوية
 الاجتماعية النهضة العربية ١٩٧٠.
- ٢ د. فؤاد البهي السيد علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري ـ دار
 الفكر العربي ١٩٧١.
- ٣ ـ د ، فؤاد البهي السيد ـ الجداول الإحصائية لعلم النفس والعلموم الإنسانية
 الأخرى ـ دار الفكر العربي ـ ١٩٥٨ .
- عان دالين ـ تأليف ـ محمد نبيل نوفل وسليمان الخضري الشيخ وطلعت منصور غبريال ـ ترجمة ـ سيد أحمد عثمان ـ مراجعة ـ مناهج البحث في التربية وعلم النفس ـ الأنجلو المصرية ـ ١٩٦٩.
- محمود السيد أبو النيل دراسة تجريبية للقدرات النفسية الحركية المتطلبة
 في مهنة دلفنة الصلب رسالة ماجستير غير منشورة مقدمة بكلية الآداب
 جامعة عين شمس تحت إشراف الأستاذ الدكتور السيد محمد خيري عام
 1979.
- ٣ محمود السيد أبو النيل _ اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي _ كتيب
 التعليمات _ مطبعة دار التأليف بالمالية _ ١٩٧٥ .
- ٧ ـ محمود السيد أبو النيل ـ اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي ـ دراسة

محلية للثبيات والصيدق والفروق بين الجنسين ... مطبعية دار التئاليف بالمائية .. ١٩٧٦.

٨ - محرم وهبي محمود ـ النظرية الإحصائية وتطبيقاتها ـ الجزء الخامس:
 تحليل التباين والتغاير ـ معهد التخطيط القومي ١٩٧١.

ثانياً: المراجع الأجنبية

- 1. Garrett, E., Henry and Woodworth, R. s., Statistic in Psychology and Education, Vakils Folfer and Simons Private Lto, 1967.
- Anne Anastasia, Psychological Testing, The Macmillan, Comp., New York, 1961.
- Fleishman, E. A., Testing for Psychomotor Abilities by means of Apparatus Tests, Psychological Bulletin, 50, 1953.
- 4. Eysenck, H. J., Handbook of Abnormal Psychology, Basic Books, Inc., N. W., 1960.
- 5. Garett, E., Henry, Great Experiment in Psychology, Appelton, Century Crafts, 1957.
- 6. Guilford, J. P., Personality, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1959.
- Guilford, J. P., Psychometric Methods, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1954.
- Nunally, Tests and Measurement, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1954.
- 9. Vernon, Philip, E., The Structure of Human Abulities, London, Methuen, 1955.
- 10. Spearman, Human Ability, Wynn Jones, 1948.
- 11. Fruchter, Benjamin, Introduction to Factor Analysis, Van Nostrand Comp., 1964.
- 12. Runyon and Hobor Fundamental of Behavioral SEtatistics, Addison-Wesley Publishing Comp., London, 1973.
- Cassel R., N., and Kahn, T. C., The Group Personality Projective Test (GPPT), Psychological Reports, Monograph Supplement, 1-VB, 1961, p. 23.

فهنرس

0	مقنمة الطبعة الخامسة
	مقدمة الطبعة الثانية
	الجزء الأول
	مبادئء الإحصاء
۱۷	أولاً ـ جمع المعلومات وتصنيفها وتوضيحها بالرسم
۱۷	ـ تعریف الإحصاء سسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
۱۸	به فوائد الإحصاء
	ـ فوائد الإحصاء: الأمية كمثال
**	ثانياً ـ خطوات البحث الإحصائي
T T	١ ـ حجم المشكلة وأهميتها
70	٧ _ جمع البيانات الخاصة بالمشكلة
74	٣ ـ وسائل جمع البيانات:
44	ا ـ استمارة البحث
۲۸	ب الملاحظة سيسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
۳3	جب الوسائيل الموضوعية
	٤ ـ مصادر جمع البيانات:
	أ ـ المصلر التاريخي

۳١	ب ـ المصدر العيداني
٣٢	هـ الشروط الواجب مراعاتها في جمع البيانات:
	ا دنة جمع البيانات
٣٢	ب ـ مراجعة البيانات
	٦ عينة البحث بيسيبيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيس
44	٧ ـ استخدام الاستبيانات كأداة أساسية
۴٤	الدتصميم الاستبيان للسلسلسلسلسلسلسلسلسلللا
40	ب ـ النواحي التي تراعى في تصميم الاستبيان
	١ ـ السهولة وعدم الغموض
41	٧ ـ عدم التحيز سسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
44	٣ ـ تجنب الأسئلة التي تؤدي إلى الإبحاء
۳۷	 ٤ - تجنب توجيه األسئلة الحساسة التي تمس الحياة الخاصة للفرد
	جــ مراجعة الاستبيان قبل التطبيق
٣٨	د . تفريغ اليانات
٤١	ثالثاً ـ القيم وأنواعها
	١ ـ. القيم النتملة ــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
£¥	٧ ـ القيم المنفصلة
££	التوزيع التكراري
٤٤	١ ـ توزيع القيم توزيعاً تكرارياً
££	٢ ـ الجدول النكراري
•	٣- التكرار النسبي
• \	٤ ـ التكرار المثري
٥٣	التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع النازل
۲۰	١ - التكرار المتجمع الصاعد (النسبي والمثوي)

۰۷.	٢ ـ التكرار المتجمع النازل (النسبي والمثري)
	رابعاً ـ توضيح المعلومات بالرسم
٦.	محاور تمثيل المعلومات بالرسم
۲.	طرق توضيح المعلومات بالرسم
	١ ـ المضلع التكراري سيسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
70	أ ـ تعديل المضلع التكراري
77	ب _ أسباب عدم تطابق المضلع مع المنحني الاعتدالي
	حد ـ استخدام المتوسطات المتحركة في تعديل المضلع التكراري
٧٣	 هـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المضلع التكراري
٧٣	١ ـ المقارنة في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات
۷٥	٧ ـ المقارنة في حالة تساوي مجموع التكرارات
٧٧	٧ ـ المنحني التكراري
٧٨	أ ـ تعديل المنحني التكراري
	ب ــ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة عدم تساوي
٨٠	التكرارات
٨٤	حدد تعديل التكرارات العثوية
í	ء ـ المقارنية بين توزيعين باستخيدام المنحنى في حالة تسياوي
۸۵	التكراراي سسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
٨٦	٣ ـ المدرج التكراري
۸٧	أ ـ تعديل المدرج التكراري
	ب ـ المقارنـة بين توزيعين بالممدرج في حالسة عدم تسماوي
41	التكرارات
	حد _ المقارنة بين توزيعين بالمدرج في حالة تساوي التكرارات
44	

تجمع الصاعد بالرسم ٢٢	٤ التكرار الـ
كرار المتجمع النازل بالرسم ٩٤	
العامة للجزء السابق سيسسسسسسسسسس مه	أسثلة للمراجعة
، النزعة المركزية والمتوسطات،	
حسابي (الوسط الحسابي)سيسسسسسسسسسسسسسسسسسا	
(* Y	
مراكز المفتات	
ة المختصرة ٥٠٠ المختصرة	
(end) monomorphism (**)	
الوسيط من القيم الخام	
الة الإعداد الفردية	
الة الإعداد الزوجيةالله الإعداد الزوجية	
الوسيط من الجدول التكراري	
الوسيط عن طريق الرسم	
110	
المنوال من الجدول التكراريا	
المنوال عن طريق الرسمسسسسسسسسسسسسسسس	
رسطات الثلاثة	
بمة المتوسطات في حالة غياب أخدها	
ترسطات	تمارين على الم
140 deformation to the property of the party	سادساً مقاییس
170	
الى	١ ـ المدي المط
الربيعي سسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس	۲ ـ نصف المدي

ነ የለ -	استخدام الربيع في استخراج المجموعات المتطرفة من التوزيع
۱۳۰	٣ - الانحراف عن المتوسط
۱۳۰	أ حساب الانحراف عن المتوسط من القيم الخام
۱۴۲	ب ـ حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري
	ع ـ الانحراف المعياري
	أ ـ حساب الانحراف المعياري من القيم الخام
۰. ۱۳۴	ب ـ حساب الانحراف المعياري من الجدول التكراري
	ثمارين على مقاييس التشتت
ነዋል ።	سابعاً ـ المعايير
ነዋል ።	١ ـ الدرجة المعيارية
١٤٠.	تحويل الدرجات المعبارية للقيم الأصلية
11.	٧ ـ الدرجة التائية
12+	۳ ـ المئين سسمسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
184	۲ ـ الدرجة التائية
	البعزء الثاني
	الإحصاء التطبيقي
127.	أولاً معاملات الارتباط
144.	naani terretiaan ee terretiaan oo
10.	١ ـ معامل ارتباط الرتب
107.	أ ـ خطوات حساب معامل ارتباط الرتب
104	ب _ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة تكرار القيم في المتغيريين
İ	حد _ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة انقسام المتغيرين انقساماً
	فرعيساً في المتغيرين

100	تمارين
104	حدود معامل الارتباط
104	أ ـ من خلال النظر للرتب
	ب ـ من خلال جدول الانتشار
	تهارین بیسیسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
	٢ ـ معاملات ارتباط بيرسون
۱۷۰	أ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات
	ب ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام
۱۷۹	حـــ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار
	تبارين سيسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
	٣ ـ معامل التوافق
	ع ـ معامل ارتباط فايسيسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
	ه _ معامل الارتباط الثناثي
	جدول ارتفاعات (ص) ومساحات المنحنى الاعتدالي
	حساب دلالة معامل الارتباط
	جداول دلالة معامل الارتباط
	تعليق على معاملات الارتباط
7 • 7	تمارين
*17	ثانياً ـ الدلالة الإحصائية
	اولاً ـ الخطأ المعياري للعينة
Y1 Y	الخطأ المياري سيسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
***	١ ـ الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي
	٢ - الخطأ المعياري للانحراف المعياري
*14	٢ ـ الخطأ المعياري للوسيط

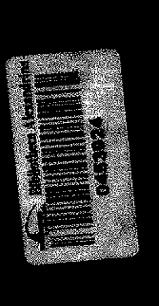
**	 ١ الخطأ المعياري للنسبة والنسبة المثوية
**1	ه _ الخطأ المعياري لمعامل الارتباط
***	نانياً مقاييس الدلالة الإحصائية
***	١ ـ مقياس مربع كاي (كا)١
***	أ ـ حساب دلالة قيمة كالسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسي
447	ب _ استخدام كا في حساب مدى انطباق التوزيع
	جدد دلالة كأ عند حساب منى انطباق التوزيع
	ء _ حساب قيمة كأ من الجنول العزدوج
	هـ ـ حساب معامل التوافق من كالسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسي
***	٧ ـ اختبار دت، سمسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
**1	أ ـ قانون اختبار وت» في حالة تساوي العدد في المجموعتين
441	ب ـ قانون اختبار وت، في حالة اختلاف العدد في المجموعتين
	جـ مستوى الدلالة الإحصائية (ألغا)
7 44	١ _ حساب اختبار وت، في حالة تساوي العند في المجموعتين
***	ارلاً عن القيم الخام
44.0	ثانياً ـ من الجدول التكراري
	٧ . حسساب اختبسار ١٣٠٤ في حالة اختلاف العدد في المجموعتين
747	اولاً ـ من القيم الخام
	ثانياً _ من الجدول التكراري
Y£ •	غارينعاسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
711	٣ ـ درجة العرية سيسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
	ع الدلالة والفرض (واحد الذنب ثنائي الذنب)
YEY.	٣ _ حساب الدلالة الإحصائية في المنهج القبلي _ بعدي

Y \$ 0	\$ ـ دلالة الفرق بين معاملات الارتباط
You months and a second	ه ـ دلالة الفرق بين الانحرافات المعيار
Yel management	اولاً في حالة العينات الكبيرة
	ثانياً ـ في حالة العينات الصغيرة
الث	الجزء الا
لمتقدم	الإحصاء ال
YoY	······································
	أولأ معاملات الارتباط الخاصة بمشاكا
	١ ـ العلاقة المستقيمة والمنحنية
ة أم منحنية ٢٥٨	أساليب الكشف عن العلاقة: مستقيم
Y04	
منء ص سسسسسسسس	ب ـ المتوسطات ألحسابية للمتغيرين
Y17	خدد اختبار مدى دلالة التوزيعين س
Y77	۲ ـ نسبة الارتباط
	٣ _ معامل الأرتباط الجزئي
الفروق الرباعية فيالتحليل	العلاقة بين الارتباط المجزئي ومعادلا
YV6	العاملي
171	ع ـ معامل الارتباط المتعدد
عاملات الارتبياط ٢٥,٠ فميا	أولاً ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لم
***************************************	فوق استانستانستانستانستانستانستانستانستانستا
عاملات الارتباط الأقبل من	ثانياً ــ جدول المقابل اللوغاريتمي لم

TVa """"""""""""""""""""""""""""""""""""	ه ـ الانحدار والتنبؤ

1/0	the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the section of the se
787	عقلمة الانحدار
7.47	خطوات حساب الانحدار
	ثانياً ـ تحليل التباين
444	اولاً ـ تحليل التباين البسيط
740	, استخدام تحليل التباين في حساب تجانس العينة
747	ثانياً ـ تحليل التباين ذو الاتجاهين (البارامتري)
44 4	١ ـ تحليل التباين ذو الاتجاهين (قيمة واحدة)
٣٠٢	٢ ـ تحليل التباين ذو اتجاهين (عدة قيم)
441 Y	ثالثاً تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (البارامتري)
41 1	١ ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (قيمة واحدة)
٣٢٢	٣ ــ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (أكثر من قيمة)
	والمراجع المراجع
** * * *	رابعاً ـ المقارنة الزوجية بين المتوسطات في تحليل التباين
۳٤٦	نالثاً ـ المقاييس اللابارامترية
۳٤٦	•
467 467	نالثاً ـ المقاييس اللابارامترية
787 787 78V	نالثاً ـ المقاييس اللابارامترية
787 787 78V 707	النائد المقاييس اللابارامترية
787 787 78V 707	اللابارامترية
7	الثاناً ـ المقاييس اللابارامترية
7	الثاناً ـ المقاييس اللابارامترية
7 £ 7 7 £ 7 7 £ 7 7 6 7 7 6 7 7 6 7 7 6 7	الثاناً ـ المقاييس اللابارامترية
7	النائا ـ المقاييس اللابارامترية
7	الثاً ـ المقاييس اللابارامترية مقدمة

* 77	عامياً . التحليل العاملي
۲٦٦ .	(Itāda-lokieptoto pylvaloban dzadydolokjutot Instituz tol najadolokohdube, obitu hady zaupadny y glygbysz annyalvdu hadysutoving ezgepezgyalyajus. 🛂 🚜
ተኘሃ .	هدف التحليل العاملي
۳۷۰.	نظرية العاملين في التحليل العاملي
۲۷۲ .	طرق التحليل العاملي
***	٦ ـ طريقة الجمع البسيط
Y	 ١٠ ماريقة الجمع البسيط ٢٠ ماريقة المركزية
	تدوير المحاورمسمسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسسس
111	التفسير النفسي للعوامل المتعامدة
113	سادساً ـ مراجع الكتاب
	سابعاً ـ فهرس الكتاب



To: www.al-mostafa.com